VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANCÍ

Zhodnocení a predikce finanční výkonnosti společnosti BIKE FUN International s. r. o. pomocí ekonomické přidané hodnoty

Evaluation and Prediction of the Financial Performance of the BIKE FUN International s. r. o. Company by Economic Value Added

Student: Bc. Adriana Šustalová

Vedoucí diplomové práce: Ing. Dagmar Richtarová, Ph.D.

Ostrava 2016

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra financí

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Adriana Šustalová**

Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa

Studijní obor: 6202T010 Finance

Téma: Zhodnocení a predikce finanční výkonnosti společnosti BIKE FUN International s. r. o. pomocí ekonomické přidané hodnoty
Evaluation and Prediction of the Financial Performance of the BIKE FUN International s. r. o. Company by Economic Value Added

Jazyk vypracování: čeština

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
2. Ekonomická přidaná hodnota jako ukazatel ekonomické výkonnosti
3. Charakteristika a popis metod predikce ukazatelů finanční výkonnosti
4. Predikce ekonomické přidané hodnoty vybrané společnosti
5. Závěr

Seznam použité literatury
Seznam zkratek
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

KORN, R., E. KORN and G. KROISANDT. *Monte Carlo methods and models in finance and insurance.* Boca Raton: CRC Press, 2010. 470 s. ISBN 978-1-4200-7618-9.
MAŘÍK, Miloš a Pavla MAŘÍKOVÁ. *Moderní metody hodnocení výkonnosti a oceňování podniku.* 2. vyd. Praha: Ekopress, 2005. 164 s. ISBN 80-86119-61-0.
ZMEŠKAL, Z., D. DLUHOŠOVÁ a T. TICHÝ. *Finanční modely.* 3. vyd. Praha: Ekopress, 2013. 267 s. ISBN 978-80-86929-91-0.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **Ing. Dagmar Richtarová, Ph.D.**

Datum zadání: 20.11.2015

Datum odevzdání: 22.04.2016

Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry

prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová
děkanka fakulty

Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně.

V Ostravě dne 22. dubna 2016

Šustalová

....

Bc. Adriana Šustalová

Tímto bych ráda poděkovala vedoucí mé diplomové práce Ing. Dagmar Richtarové, Ph.D. za její čas, vstřícný přístup, trpělivost, připomínky a cenné rady, které mi poskytla v průběhu zpracování této diplomové práce.

OBSAH

1 Úvod

Nutnost tvorby a řízení hodnoty v dnešním pojetí podnikových financí v podmínkách prudkých změn podnikatelského prostředí stále více nabývá na významu. Je to dáno především tím, že v současnosti podnikovou sféru a jeho chování ovlivňují především globalizační trendy, růst konkurence, otvírraní nových trhů, fúze a akvizice. Díky těmto skutečnostem během posledních desítek let došlo k značnému odklonu v hodnocení efektivnosti podnikových aktivit od tradičního měřítka výkonnosti směrem k hodnotově orientovanému měřítku, který je postaven na schopnosti vytvářet hodnotu pro vlastníka podniku (Shareholder Value). Jedním z těchto klíčových ukazatelů, který je využíván nejen pro měření výkonnosti podniku, ale také např. pro stanovení hodnoty firem je ekonomická přidaná hodnota.

Při vyjádření úsudku o finanční výkonosti podniku není však dostačující pouze znalost minulé a současné vývojové tendence, ale je třeba také zjistit budoucí vývoj hodnoty podniku, jelikož je doprovázen určitým stupněm rizika a neurčitostí. Dle stanoveného budoucího vývoje ukazatele je pak možné vyvodit závěry, tedy navrhnout a učinit dle možností vhodná opatření vedoucí k budoucí tvorbě hodnoty podniku.

Cílem této diplomové práce je zhodnocení a predikce finanční výkonnosti společnosti BIKE FUN International s. r. o. pomocí ekonomické přidané hodnoty na základě reálných dat za období 2011 – 2015. Odhad vývoje finanční výkonnosti podniku je proveden pro dvanáct bezprostředně následujících měsíců prostřednictvím simulační metody Monte Carlo.

Diplomová práce je rozdělena do pěti kapitol včetně úvodu a závěru. Teoretická část práce je obsahem první a druhé kapitoly a praktickou část následně zahrnuje čtvrtá kapitola.

Ve druhé kapitole je charakterizována ekonomická přidaná hodnota a přístupy jejího měření. Dále jsou popsány způsoby stanovení nákladů kapitálu, které jsou nedílnou součástí při určení tohoto ukazatele. Poslední část druhé kapitoly je věnována problematice pyramidového rozkladu ekonomické přidané hodnoty.

Třetí kapitola je zaměřena na charakteristiku a popis metod predikce ukazatelů finanční výkonnosti. Nejprve budou vysvětleny stochastické procesy, které jsou členěny na obecné stochastické procesy a mean-reversion procesy. Dále jsou popsány testy statistické významnosti a objasněno normální pravděpodobnostní rozdělení. Součástí této kapitoly je také popis základních statistických charakteristik a využití Choleskeho algoritmu. V závěru třetí kapitoly je poté charakterizována simulace náhodného vývoje pomocí metody Monte Carlo.

Ve čtvrté kapitole je provedena samotná predikce ukazatele ekonomické přidané hodnoty vybraného podniku pro následujících dvanáct měsíců hospodářského roku 2016. V úvodu této kapitoly je blíže představena vybraná společnost BIKE FUN International s. r. o. včetně jejího předmětu činnosti. Dále je věnována pozornost vstupním údajům, které jsou nezbytné pro zpracování praktické části této práce a poté je zhodnocen vývoj historické časové řady ukazatele EVA za období 2011 – 2015. Následně jsou odhadovány parametry Vašíčkova procesu pomocí regresní analýzy metodou nejmenších čtverců, které jsou následně podkladem pro simulaci metodou Monte Carlo, jež je realizována s využitím Choleskeho algoritmu zohledňujícího vzájemné vazby vzniklých reziduí náhodných veličin. Dle definovaných simulačních rovnic dílčích finančních ukazatelů je nakonec dopočten odhad vývoje ekonomické přidané hodnoty. Na závěr kapitoly jsou shrnuty a zhodnoceny výsledky vývoje predikované ekonomické přidané hodnoty včetně doporučení pro management společnosti.

2 Ekonomická přidaná hodnota jako ukazatel ekonomické výkonnosti

V této kapitole diplomové práce je nejprve charakterizována ekonomická přidaná hodnota a metody propočtu tohoto ukazatele. Následně jsou popsány způsoby kvantifikace nákladů kapitálu. Na závěr kapitoly je pozornost věnována pyramidovému rozkladu ukazatele ekonomické přidané hodnoty. Pro vypracování této kapitoly byly čerpány informace zejména z odborných publikací Dluhošová (2010), Dluhošová a kol. (2004), Knápková a Pavelková (2009), Knápková, Pavelková a Šteker (2013), Mařík, Maříková (2005), Neumaierová a Neumaier (2002).

2.1 Přístupy k měření výkonnosti podniku

V současné době je jedním z hlavních dlouhodobých cílů finančního řízení podniku zejména zvyšování výkonnosti a růst hodnoty firmy. Přístupy k měření finanční výkonnosti podniku se neustále vyvíjejí a odráží se v nich technicko-ekonomický typ ekonomiky, informační možnosti a rovněž stupeň poznání při řízení ekonomických systémů. Během posledních desítek let došlo k značnému odklonu v hodnocení efektivnosti podnikových aktivit, a to od tradičního měřítka výkonnosti směrem k tržní hodnotě podniku. Nová koncepce finančního řízení je postavena na schopnosti řízení hodnoty pro vlastníka (Shareholder Value).

Ukazatele měření výkonnosti je možné dle vlivu působení finančních trhů členit na tři základní skupiny, tedy na účetní, ekonomické a tržní ukazatele. Mezi účetní ukazatele jsou řazeny ukazatele zisku (EAT, EBIT, EBITDA EPS) a poměrové ukazatele rentability (ROA, ROCE, ROE). Tyto ukazatele vykazují určité nedostatky, kdy mohou být ovlivněny účetními postupy, nezohledňují riziko a nerespektují časovou hodnotu peněz. Jisté nepřesnosti jsou také založeny na účetní definici zisku, která jen málokdy vyjadřuje schopnost tvořit hotovostní toky. V důsledku toho, že vývoj rentability nemusí vždy korelovat s tvorbou pro vlastníky, vznikly ekonomické ukazatele. Patří zde čistá současná hodnota (NPV), ekonomická přidaná hodnota (EVA) a ukazatel cash flow z investic (CFROI). Poslední skupinou jsou tržní ukazatele, jež jsou vysoce citlivé na vývoj akciového trhu. Výkonnost podniku je tedy možné hodnotit z pohledu trhu. Významnými tržními ukazateli jsou tržní přidaná hodnota (MVA) a ukazatel tržní výnos akciového kapitálu (TSR).

Ekonomická přidaná hodnota (EVA) se v průběhu posledních let stále více prosazuje nejen v ekonomické teorii, ale především v ekonomické praxi podniku v zemích s vyspělou tržní i tranzitivní ekonomikou (Mařík, Maříková, 2005).

2.2 Charakteristika ekonomické přidané hodnoty

Ekonomická přidaná hodnota představuje hodnotové měřítko výkonnosti firmy, které bylo poprvé publikováno a zpracováno v 90. letech 20. stol. americkou poradenskou společností Stern Stewart & comp se záměrem motivovat manažery k orientaci na růst hodnoty pro akcionáře podniku. Ukazatel EVA se řadí mezi ekonomické ukazatele a je postaven na konceptu ekonomického zisku, tedy určitého nadzisku, jenž je součástí finanční teorie. Ekonomického zisku je dosahováno tehdy, pokud jsou uhrazeny nejen běžné náklady, ale počítá se také s náklady kapitálu, a to především náklady vlastního kapitálu. Tento koncept je tedy založen na myšlence, že nejde pouze o to, aby podnik vytvořil zisk, ale aby měl takovou výnosnost investovaného kapitálu, která bude převyšovat alternativní náklad na kapitál. Tyto náklady kapitálu či požadovaná míra výnosnosti se týkají vlastního kapitálu i dluhu. Podobně jako věřitelé mají nárok na výplatu svých úroků, rovněž i akcionáři požadují vyplácení adekvátní míry návratnosti vloženého kapitálu kompenzujícího jejich postupované riziko. Ukazatel nelze tudíž vypočíst pouze z účetních dat, ale je třeba použít pro tento výpočet i řadu tržních dat.

2.3 Metody výpočtu ekonomické přidané hodnoty

Výpočet ukazatele EVA je odvozen od dostupnosti dat a způsobu stanovení nákladů kapitálu. V podstatě jsou rozlišovány dva základní koncepty propočtu, a tedy na bázi provozního zisku či hodnotového rozpětí.

EVA na bázi provozního zisku (EVA-Entity)

EVA na bázi provozního zisku je definována dle vztahu,

$$EVA = NOPAT - WACC \cdot C, \tag{2.1}$$

kde *NOPAT*[1] představuje čistý provozní zisk po zdanění, *WACC* vyjadřují náklady na celkový kapitál a *C* je hodnota celkového firemního kapitálu.

[1] NOPAT (Net Operating Profit After Taxes) přestavuje čistý operační zisk po zdanění. Operační činnost se vztahuje pouze k té produktivní podnikatelské činnosti, která slouží základnímu podnikatelskému účelu. Dle českých účetních předpisů je nelze ztotožnit s provozním výsledkem hospodaření, ale pro zjednodušení je vycházeno z EBITU po zdanění.

Za předpokladu, že NOPAT převýší požadavky na kapitál, je dosahováno pozitivní hodnoty ukazatele EVA a roste tak bohatství pro akcionáře firmy. Naopak negativní hodnota ukazatele EVA signalizuje pokles přidané hodnoty pro akcionáře, neboť firma není schopna dosahovat ani minimální výnos požadovaný subjekty, které poskytují kapitál pro její financování. Záporná hodnota ukazatele EVA však neznamená, že je podnik ztrátový.

EVA na bázi hodnotového rozpětí (Value Spread)

Hodnotové rozpětí udává tzv. ekonomickou rentabilitu vyčíslenou jako rozdíl mezi dosaženou rentabilitou a náklady na celkový kapitál. Ukazatel EVA na bázi hodnotového rozpětí je vyjádřen následovně,

$$EVA = \left(ROC - WACC\right) \cdot C, \tag{2.2}$$

kde ROC je výnosnost investovaného kapitálu. Z výše uvedeného vztahu je zřejmé, že ekonomická přidaná hodnota je závislá na rozdílu ROC-$WACC$, a to na tzv. reziduálním výnosu kapitálu.

EVA na bázi zúženého hodnotového rozpětí (EVA-Equity)

Vztah pro výpočet ekonomické přidané hodnoty na bázi zúženého hodnotového rozpětí je určen jako,

$$EVA = \left(ROE - R_E\right) \cdot E, \tag{2.3}$$

přitom ROE udává výnosnost vlastního kapitálu, R_E vyjadřuje náklady vlastního kapitálu a E je výše vlastního kapitálu.

Na základě tohoto propočtu je pro vlastníka žádoucí, aby rozdíl ROE a R_E (spread) byl co nejvyšší nebo minimálně kladný. Pouze tehdy mu investice do firmy přinášejí více, než by mu vydělala alternativní investice.

EVA na bázi relativního hodnotového rozpětí

Tuto verzi propočtu je možné vyjádřit pomocí vzorce,

$$EVA / E = \left(ROE - R_E\right). \tag{2.4}$$

V rámci této varianty výpočtu není hodnota ukazatele ovlivněna výší vlastního kapitálu a lze tudíž měřit relativní výkonnost firmy. Používá se především pro mezipodnikové a mezioborové srovnání, porovnání různých firem s různou strukturou kapitálu nebo při čerpání kapitálu.

Ukazatel EVA je komplexním ukazatelem výkonnosti, neboť se v něm projeví veškeré účinky operativních, investičních a provozních rozhodnutí ve firmě.

2.4 Způsoby stanovení nákladů kapitálu

Správné stanovení hodnoty nákladů na kapitál je jedním z klíčových problémů, jelikož tato veličina značně ovlivňuje úroveň ukazatele EVA a tedy i bohatství investorů. Náklady kapitálu lze posuzovat z dvojího pohledu, a to z pohledu investora nebo z pohledu podniku. Z pohledu investora se jedná o požadavek na minimální výnosnost z investovaného kapitálu, která musí být dosahována, aby neklesla hodnota pro investory. Z pohledu podniku je možné náklady kapitálu rozumět jako výdaj, který musí podnik uhradit za získání různých forem podnikového kapitálu na financování nových investic. Obecně řečeno velikost nákladu na kapitál závisí na riziku jednotlivých aktiv a je tvořena z bezrizikové sazby a rizikové prémie.

2.4.1 Náklady na celkový kapitál

Náklady na celkový kapitál WACC (Weighed Average Cost of Capital), někdy také označované jako vážené průměrné náklady či průměrné náklady kapitálu, jsou kombinací nákladů odlišných forem kapitálu. Náklady na celkový kapitál je možné určit prostřednictvím vztahu,

$$WACC = \frac{R_D \cdot (1-t) \cdot D + R_E \cdot E}{D+E}, \tag{2.5}$$

kde R_D znamenají náklady na úročený kapitál, t je sazba daně, D vyjadřuje úročený cizí kapitál, R_E jsou náklady vlastního kapitálu, E je vlastní kapitál, C tvoří součet E a D, což představuje celkový investovaný kapitál.

2.4.2 Náklady na cizí kapitál

Náklady na cizí kapitál představují úroky nebo kupónové platby, které je nutné hradit věřitelům. Úroková míra závisí na situaci finančního trhu a její výše se liší z různých hledisek, např. z hlediska času, podle očekávané efektivnosti, z hlediska hodnocení bonity dlužníka. Náklady vyjádřené v podobě úroku jsou sníženy o daňový štít, tedy o úspory z daní, které plynou z použití cizího kapitálu. Náklady na cizí kapitál lze stanovit následovně,

$$R_D = i \cdot (1-t), \tag{2.6}$$

kde i je úroková míra z dluhu.

V případě upisování obligací představuje náklad dluhu výnos do splatnosti z obligace a počítá se jako vnitřní výnosové procento takto,

$$P = \sum_{t=1}^{T} c_t \cdot (1 + R_D)^{-t} + NV \cdot (1 + R_D)^{-T} \ , \qquad (2.7)$$

kde P vyjadřuje tržní cenu obligace, c je kupónová platba, T je doba do splatnosti obligace, NV představuje nominální hodnotu obligace.

2.4.3 Náklady na vlastní kapitál

Náklady na vlastní kapitál jsou zpravidla pro podnik vyšší než náklady na cizí kapitál, a to zejména ze dvou důvodů. Prvním důvodem je skutečnost, že riziko vlastníka vkládajícího prostředky do podniku je vyšší než riziko věřitele. Vlastník vkládá své prostředky do podniku na neomezenou dobu, jeho výnos není dopředu jistý a odvíjí se od hospodářské situace firmy, která je ovlivněna množstvím podnikatelských rizik. Avšak věřitel má zaručený pravidelný úrokový výnos bez ohledu na to, v jaké situaci se dlužník nachází a ukládá je na přesně vymezenou dobu, za kterou jsou mu vráceny. Druhým důvodem jsou nákladové úroky, které jsou daňově uznatelnými náklady, snižují zisk jako základ pro výpočet daně z příjmu, přičemž tento efekt je pak nazýván jako daňový štít.

Určení výše nákladů na vlastní kapitál je komplikovanější úkol a je to možné buď na bázi tržních přístupů, nebo metod a modelů vycházejících z účetních dat. Výběr dané metody závisí především na dostupnosti dat, s čímž souvisí tržní podmínky a vyspělost finančních trhů. Základními metodami využívanými pro stanovení nákladů vlastního kapitálu jsou dle (Dluhošová, 2010):

- model oceňování kapitálových aktiv – CAPM (Capital Asset Pricing Model),
- arbitrážní model oceňování – APM (Arbitrage Pricing Model),
- dividendový růstový model,
- stavebnicové modely.

Model oceňování kapitálových aktiv – CAPM

Model CAPM je jednofaktorovým modelem a pro stanovení nákladů vlastního kapitálu představuje tržní přístup. Jde o rovnovážný model oceňování kapitálových aktiv, přičemž rovnováha je dána tím, že mezní sklon očekávaného výnosu a rizika je pro všechny investory shodný. Je postaven na funkčním lineárním vztahu mezi výnosem daného aktiva a tržního portfolia jakožto rizikového faktoru, který vyjadřuje riziko celého trhu. Odhad koeficientu β se provádí prostřednictvím metod regresní analýzy. Model CAPM-SML beta verze je vyjádřena jako,

$$E(R_E) = R_F + \beta_E \left[E(R_M) - R_F \right], \tag{2.8}$$

přitom $E(R_E)$ je očekávaný výnos vlastního kapitálu, R_F vyjadřuje bezrizikovou sazbu, β_E je koeficient citlivosti dodatečného výnosu vlastního kapitálu na dodatečný výnos tržního portfolia, $E(R_M)$ je pak očekávaný výnos tržního portfolia.

Beta koeficient je ovlivněn zároveň zadlužeností firmy a pro určení beta zadlužené firmy je vycházeno ze vzorce,

$$\beta^L = \beta^U \cdot \left[1 + (1-t) \cdot \frac{D}{E} \right], \tag{2.9}$$

kde β^L je hodnota beta zadlužené firmy, která je závislá na hodnotě beta nezadlužené firmy β^U a zadluženosti vlastního kapitálu D/E, přitom t je sazba daně.

Arbitrážní model – APM

Model APM představuje alternativní model oceňování aktiv a podobně jako model CAPM se řadí mezi tržní přístupy určení nákladů na vlastní kapitál. Jedná se o vícefaktorový model, jelikož u tohoto modelu je zohledněno více rizikových faktorů, které mohou být jak makroekonomické tak mikroekonomické. Rovnovážnou podmínkou modelu APM je nemožnost arbitráže, tedy skutečnost, že žádný z investorů nemůže dosáhnout arbitrážního zisku. Základní tvar modelu je definován následovně,

$$E(R_E) = R_F + \sum_j \beta_{Ej} \left[E(R_J) - R_F \right], \tag{2.10}$$

zde β_{Ej} vyjadřuje koeficient citlivosti dodatečného výnosu vlastního kapitálu na dodatečný výnos j-tého faktoru, $E(R_j)$ je očekávaný výnos j-tého faktoru.

Dividendový model

Tento model je používán pro oceňování akcií, u kterých je tržní cena odvozena od současné hodnoty budoucích dividend, které plynou z této akcie v jednotlivých letech. Je-li předpokládána nekonečně dlouhá držba akcií a konstantní hodnoty dividendy, je možné stanovit tržní cenu akcie jako perpetuitu. V případě, že hodnota dividendy v příštích letech poroste konstantním tempem g, je vztah pro výpočet kapitálu dle Gordonova dividendového modelu vyjádřen takto,

$$R_E = \frac{DIV}{TCA} + g, \tag{2. 11}$$

kde *DIV* je hodnota dividendy, *TCA* představuje tržní cenu akcie a *g* je tempo růstu dividend.

Stavebnicové modely

Stavebnicové modely jsou využívány v ekonomice, která je charakterizována nedokonalým kapitálovým trhem a krátkou dobou fungování tržní ekonomiky, kde není všeobecně možné použít modely CAPM a APM na bázi tržních přístupů. Jádro modelu pro stanovení alternativního nákladu na vlastní kapitál je založeno na součtu výnosnosti bezrizikového aktiva a dalších rizikových prémií. Tyto metody staví na účetních datech, tedy reprezentují účetní postupy. Stavebnicový model INFA vytvořený manžely Neumaierovými, který používá Ministerstvo průmyslu a obchodu ČR, je neustále vyvíjen a je aplikován i v diplomové práci[2]. Náklady celkového kapitálu nezadlužené firmy $WACC_U$ jsou určeny pomocí poslední verze stavebnicové metody následovně,

$$WACC_U \equiv E_E^U = R_F + R_{podnikatelsk\acute{e}} + R_{finstab} + R_{LA}\,, \tag{2.12}$$

kde R_F je bezriziková úroková míra stanovená jako výnos 10letých státních dluhopisů, $R_{podnikatelsk\acute{e}}$ je riziková přirážka za obchodní podnikatelské riziko, $R_{finstab}$ vyjadřuje rizikovou přirážku za riziko vyplývající z finanční stability a R_{LA} je riziková přirážka za velikost podniku.

V rámci modelu Miller-Modigliani II jsou celkové náklady zadlužené firmy stanoveny pro $D = UZ - VK$ jako,

$$WACC_L = WACC_U \cdot \left(1 - \frac{D}{A} \cdot t\right) \tag{2.13}$$

a náklady vlastního kapitálu takto,

$$R_E = \frac{WACC_U \cdot \dfrac{UZ}{A} - \dfrac{CZ}{Z} \cdot UM \cdot \left(\dfrac{UZ}{A} - \dfrac{VK}{A}\right)}{\dfrac{VK}{A}}\,, \tag{2.14}$$

kde $UZ = VK + BU + OBL$ jsou úplatné zdroje, VK je vlastní kapitál, BU jsou bankovní úvěry, OBL představuje obligace, A jsou aktiva, CZ je čistý zisk, Z je hrubý zisk, $\frac{CZ}{Z}$ je daňová redukce, UM vyjadřuje úrokovou míru.

Prostřednictvím přirážek je možné náklady na vlastní kapitál určit dle vztahu,

$$R_E = WACC_U + R_{finstr} = R_F + R_{podnikatelsk\acute{e}} + R_{finstab} + R_{LA} + R_{finstr}\,, \tag{2.15}$$

[2] www.mpo.cz

kde R_{finstr} je riziková přirážka za finanční strukturu.

Riziková přirážka za finanční strukturu (R_{finstr}) je definována jako,

$$R_{finstr} = R_E - WACC_U \,, \tag{2.16}$$

přičemž $WACC_U$ jsou celkové náklady nezadluženého podniku dané dle vzorce (2. 12).

Vzhledem k zamezení extrémních případů je autory doporučováno omezení na velikost přirážky. Pokud tedy $R_E = WACC_U$, potom $R_{finstr} = 0$. Jestliže $R_E - WACC_U > 10$ %, potom je nutné aby $R_{finstr} = 10$ %.

Riziková přirážka za obchodní podnikatelské riziko ($R_{podnikatelské}$) je závislá na ukazateli rentability aktiv $\frac{EBIT}{A}$. Tento ukazatel je porovnáván s ukazatelem $X1$ přestavujícím nahrazování úplatného cizího kapitálu vlastním kapitálem. Výpočet ukazatele je určen takto,

$$X1 = \frac{UZ}{A} \cdot UM \,, \tag{2.17}$$

kde UZ vyjadřují úplatné zdroje, A je výše aktiv a UM je úroková míra.

Jestliže je ukazatel $\frac{EBIT}{A} > X1$, pak $R_{podnikatelské}$ je rovno minimální výši $R_{podnikatelské}$ v rámci odvětví. Je-li $\frac{EBIT}{A} < 0$, pak je $R_{podnikatelské} = 10$ %. Nicméně je $0 \leq \frac{EBIT}{A} \leq X1$, platí vztah,

$$R_{podnikatelské} = \left(\frac{X1 - \frac{EBIT}{A}}{X1} \right)^2 \cdot 0{,}1 \,. \tag{2.18}$$

Riziková přirážka finanční stability na bázi likvidity ($R_{finstab}$) charakterizuje životnost aktiv a pasiv a vychází z ukazatele likvidity $L3$,který je dán následovně

$$L3 = \frac{OA}{KZ + BUV - DBU} \,, \tag{2.19}$$

zde OA představují oběžná aktiva, KZ jsou krátkodobé závazky, BUV jsou bankovní úvěry a výpomoci a DBU jsou dlouhodobé bankovní úvěry.

Následně je tato vypočtená hodnota srovnávána s mezní hodnotou likvidity $XL1$,která vyjadřuje okamžitou likviditu odvětví a s mezní hodnotou likvidity $XL2$, která představuje pohotovou likviditu odvětví. Pokud je tedy $L3 \leq XL1$, pak $R_{finstab} = 10$ %. Jestliže $L3 \geq XL2$, pak $R_{finstab}$ odpovídá hodnotě 0 %. Avšak bude-li $XL1 < L3 < XL2$, potom $R_{finstab}$ je určena vzorcem,

$$R_{finstab} = \left(\frac{XL2 - L3}{XL2 - XL1} \right)^2 \cdot 0{,}1. \tag{2.20}$$

Riziková přirážka za velikost podniku (R_{LA}) je založen na velikosti úplatných zdrojů firmy, které jsou určeny jako součet vlastního kapitálu, bankovních úvěrů a dluhopisů. V případě, že je $UZ \geq 3$ mld. Kč, pak $R_{LA} = 0$ %. Pokud je $UZ \leq 0{,}1$ mld. Kč, tak $R_{LA} = 5$ %. Jestliže je $UZ > 0{,}1$ mld. Kč a současně je $UZ < 3$ mld. Kč, pak se pro výpočet využije vztahu,

$$R_{LA} = \frac{\left(3mld.Kč - UZ\right)^2}{168{,}2}, \tag{2.21}$$

zde UZ jsou dosazeny v mld. Kč.

2.5 Pyramidový rozklad ekonomické přidané hodnoty

Pro vyjádření úsudku o finanční výkonnosti podniku není dostačující pouze znalost vývojové tendence komplexního ukazatele EVA, ale je třeba také zjistit vývoj faktorů, které na změny tohoto ukazatele působí, nebo k těmto odchylkám nejvíce přispívají. Na základě zjištěných výsledků je pak možné vyvodit závěry, tedy navrhnout a činit dle možností opatření vedoucí ke zlepšení zjištěného stavu.

Podstata pyramidové soustavy spočívá v postupném rozkladu ukazatele představujícího vrchol pyramidy na jednotlivé příčinné ukazatele, jež slouží k identifikaci a ke kvantifikaci vlivu dílčích činitelů na vrcholový ukazatel. Metodika pyramidového rozkladu umožňuje odhalit vzájemné existující vazby a vztahy mezi jednotlivými příčinnými ukazateli. Stěžejní bodem je použití správně zkonstruované pyramidové soustavy, která poskytuje informace o jednotlivých aspektech ovlivňujících tvorbu hodnoty firmy, díky níž je možné hodnotit minulou, současnou i budoucí výkonnost daného podniku.

2.5.1 Aplikace pyramidového rozkladu na ukazatel EVA

Tato práce je zaměřena na zhodnocení a predikci finanční výkonnosti vybrané společnosti pomocí ukazatele ekonomické přidané hodnoty, a to na bázi zúženého hodnotového rozpětí, kde se při výpočtu vychází z rentability vlastního kapitálu. Z tohoto důvodu je dále pro rozklad ukazatele rentability vlastního kapitálu možné využít nejznámější pyramidovou soustavu ukazatelů, tzv. Du Pontův rozklad.

Rozklad ukazatele ROE vymezuje tři základní determinanty, kterými jsou finanční páka, rentabilita tržeb a obrátka aktiv. Tento rozklad je pak vyjádřen vztahem,

$$ROE = \frac{EAT}{E} = \frac{A}{E} \cdot \frac{EAT}{T} \cdot \frac{T}{A}, \tag{2.24}$$

přitom $\frac{A}{E}$ je finanční páka a $\frac{EAT}{T}$ vyjadřuje rentabilitu tržeb, $\frac{T}{A}$ je obrátka aktiv.

Ukazatel finanční páka neboli majetkový koeficient souvisí s hodnocením zadluženosti podniku. Ukazatel je založen na skutečnosti, že cizí kapitál je obvykle levnější než vlastní kapitál. Souvisí tedy s otázkou optimální kapitálové struktury. Pro finančně zdravý podnik je vhodné, aby byl dlouhodobě tento ukazatel stabilní nebo alespoň neklesající.

Ukazatel rentabilita tržeb udává, kolik zisku v Kč připadá na 1 Kč tržeb. Jedná se tedy o schopnost podniku vyprodukovat zisk při dané úrovni tržeb. Tento ukazatel je především vhodný pro porovnání v čase a mezipodnikové srovnání. Žádoucí je dlouhodobé dosahování vysoké hodnoty tohoto ukazatele, neboť signalizuje schopné řízení podniku a hospodárné vynakládání prostředků.

Ukazatel obrátky aktiv měří intenzitu, s jakou podnik využívá svá celková aktiva v návaznosti na výši tržeb. Tento ukazatel bývá zejména využíván pro mezipodnikové srovnání. Příznivý je růst hodnoty ukazatele, čímž dochází k efektivnějšímu využívání majetku společnosti.

Pro určení vztahu ekonomické přidané hodnoty při aplikaci Du Pont analýzy je třeba dosadit rovnici (2.24) do vzorce (2.3). Rozklad ukazatele EVA je pak definován následovně,

$$EVA = \left(\frac{A}{E} \cdot \frac{EAT}{T} \cdot \frac{T}{A} - R_E \right) \cdot E\,. \tag{2.25}$$

3 Charakteristika a popis metod predikce ukazatelů finanční výkonnosti

V rámci řízení a predikce finanční výkonnosti nefinančních institucí je nutné řídit finanční toky za delší časové období (měsíce, čtvrtletí, roky), na rozdíl od finančních institucí, které jsou charakteristické krátkým obdobím (dny, týdny). Zároveň finanční toky nefinančních institucí jsou méně citlivé na denní fluktuace rizikových faktorů, ale za to více setrvačné, jak tvrdí ve své publikaci (Dluhošová, 2004).

Hlavním úkolem predikce je provedení odhadu rozdělení pravděpodobnosti dílčích finančních ukazatelů a na jejich základě pak vytvořit rozdělení pravděpodobnosti syntetické míry finanční výkonnosti ukazatele za zvolené časové období. Ve zjednodušených případech je možné danou problematiku řešit analyticky, nicméně vhledem ke složitosti a nelinearitě vztahů jednotlivých složek ukazatele EVA je nevyhnutelné aplikovat některou ze simulačních metod řešení. V této práci je konkrétně použita metoda simulace Monte Carlo.

V této kapitole jsou nejprve charakterizovány stochastické procesy, které je možné rozdělit na obecné stochastické procesy a mean-reversion procesy. Následně jsou popsány testy statistické významnosti, pomocí nichž je ověřena statistická spolehlivost jednotlivých koeficientů a modelu jako celku. Poté je objasněno normální pravděpodobnostní rozdělení, základní statistické charakteristiky a využití Choleskeho algoritmu. Na závěr kapitoly je popsána simulační metoda Monte Carlo. Pro vypracování této kapitoly byly získány informace především z odborných publikací Fotr a Hnilica (2014), Fabian a Klubier (1998), Hančlová (2012), Hindls (2007) a Zmeškal (2013).

3.1 Stochastické procesy

Jak tvrdí Zmeškal (2013), stochastický proces je označením průběhu, kdy finanční aktiva jsou charakterizována náhodným vývojem v čase. Stochastický proces je možné popsat diskrétně s využitím při simulacích nebo spojitě při analytickém řešení. V případě diskrétního stochastického procesu se může hodnota proměnné měnit pouze v určitém časovém okamžiku. Avšak u spojitého stochastického procesu je změna hodnoty proměnné zachycena v nekonečně malých intervalech. V podnikové sféře mohou být takto odhadovány veličiny jako vývoj tržeb, nákladů, zisku, peněžních toků či jiných veličin v budoucnu. Ovšem u finančních institucí lze považovat za veličiny se stochastickým vývojem např. úrokové sazby, devizové kurzy, ceny komodit nebo seny akcií.

3.1.1 Obecné stochastické procesy

Mezi nejvýznamnější obecné stochastické procesy patří Wienerův proces, Itôův proces, Itôova lemma a Brownův proces.

Wienerův proces

Za základní prvek ostatních spojitých procesů je považován Wienerův proces**,** který je mnohdy označován také jako specifický Wienerův proces. Tento proces neobsahuje žádnou deterministickou složku, vyjadřuje pouze náhodnou složku. Wienerův proces je charakteristický tím, že v každém okamžiku může s určitou pravděpodobností cena aktiva vzrůst nebo klesnout. Předpokládá se, že sleduje Markovův proces, tedy predikované hodnoty jsou ovlivněny jen současnou hodnotou, nikoliv hodnotami historickými a změny cen jsou v čase nezávislé. Winerův proces lze vyjádřit jako,

$$\tilde{\ } \qquad \tilde{\ } \qquad , \tag{3.1}$$

kde *dt* vyjadřuje nekonečně malou změnu času, $\tilde{\ }$ je náhodná proměnná z normovaného normálního rozdělení $N(0;1)$. Z toho vyplývá, že střední hodnota je nulová, tedy $E(dz) = 0$, rozptyl odpovídá změně času, $\mathrm{var}(dz) = dt$, přičemž směrodatná odchylka je její odmocnina, $\sigma(dz) = \sqrt{dt}$.

Pokud je brán v úvahu vývoj ceny v čase za *k* intervalů o totožné délce *dt*, pak je výpočet následující,

$$\tilde{\ } \qquad {}_{i=1}^{k} \tilde{\ } \qquad , \tag{3.2}$$

přitom z tohoto vztahu je možné odvodit střední hodnotu $E(\tilde{\ }$, rozptyl $\mathrm{var}(\tilde{\ } \quad = T$ a směrodatnou odchylku pak jako $\sigma(\tilde{\ }$.

Itôův proces

Itôův proces je jedním z obecných typů stochastických procesů, který v sobě zahrnuje více procesů, a to Wienerovy, Brownovy a mean-reversion procesy. Tento proces je pro proměnnou *x* definován takto,

$$dx = a(x;t) \cdot dt + b(x;t) \cdot dz\,, \tag{3.3}$$

přitom $a(x;t)$ představuje přírůstek, $b(x;t)$ je směrodatná odchylka změny proměnné, *dt* vyjadřuje časový interval a *dz* je Wienerův proces. Jelikož Wienerův proces obsahuje pouze náhodnou proměnnou, je možné výraz $a(x;t)$ definovat jako trendovou deterministickou složku a výraz $b(x;t)$ pak v modelu zastupuje náhodnou směrodatnou odchylku (reziduum).

Itôova lemma

Pro funkce, jejichž proměnnými jsou stochastické procesy a čas $G = f(x,t)$ je nadefinována obdoba Taylorova rozvoje využívaného pro nestochastické funkce Itôova lemma tímto způsobem,

$$dG = \left[\left(\frac{\partial G}{\partial x} \cdot a(\cdot) \right) + \frac{\partial G}{\partial t} + \frac{1}{2} \cdot \frac{\partial^2 G}{\partial x^2} \cdot b^2(\cdot) \right] \cdot dt + \frac{\partial G}{\partial x} \cdot b(\cdot) \cdot dz, \tag{3.4}$$

zde funkce $G = f(x,t)$ je Itôův proces, přírůstek je určen jako $\frac{\partial G}{\partial x} \cdot a(\cdot) + \frac{1}{2} \cdot \frac{\partial^2 G}{\partial x^2} \cdot b^2(\cdot) + \frac{\partial G}{\partial t}$ a rozptyl je dán jako $\left(\frac{\partial G}{\partial x} \right)^2 \cdot b(\cdot)$.

Brownův proces

Brownův proces je složen z deterministické složky a zároveň z náhodné složky, která odpovídá Wienerovu procesu. Tento proces je dále rozlišován na dva typy, a to aritmetický Brownův proces a geometrický Brownův proces.

Aritmetický Brownův proces označovaný také jako zobecněný Wienerův proces je specifickým Itôovým procesem, u něhož jsou parametry konstantní a nezávislé na ostatních proměnných. V tomto případě se tedy zkoumané veličiny vyvíjí lineárním trendem. Aritmetický Brownův proces lze vyjádřit následovně,

$$dx = \alpha \cdot dt + \sigma \cdot dz, \qquad 3.5)$$

kde *dx* je přírůstek hodnoty, α představuje koeficient růstu ukazatele, jenž se vyvíjí lineárním trendem, *dt* je časový interval, σ vyjadřuje směrodatnou odchylku a *dz* je Wienerův proces.

Střední hodnotu přírůstku je možné vyjádřit jako $E(dx) = \alpha \cdot dt$, očekávánou střední hodnotu přírůstku v čase T pak $E(x_T) = x_0 + \alpha \cdot T$, rozptyl přírůstku hodnoty $\text{var}(dx) = \sigma^2 \cdot dt$ a rozptyl očekávaných hodnot v čase T vypadá takto $\text{var}(x_T) = \sigma^2 \cdot T$.

Geometrický Brownův proces lze uplatnit v případě, pokud se sledovaná veličina vyvíjí exponenciálním trendem. Tento proces je ve finančním modelování velmi často používán a je ho možné vyjádřit takto,

$$\frac{dx}{x} = \alpha \cdot dt + \sigma \cdot dz, \tag{3.6}$$

přitom je patrné, že tento proces je vhodný pro vyjádření výnosu ceny aktiva *x*, dále α uvádí průměrný výnos, zpravidla za období jednoho roku, kdežto σ představuje směrodatnou odchylku také v ročním vyjádření.

Střední hodnotu je možné vyjádřit vztahem $E(dx) = \alpha \cdot dt$, očekávanou střední hodnotu v čase T $E(x_T) = x_0 + x_0 \cdot \alpha \cdot T$, rozptyl pomocí $\mathrm{var}(dx) = \sigma^2 \cdot dt$ a rozptyl očekávaných hodnot v čase T jako $\mathrm{var}(x_T) = x_0 + x_0 \cdot \sigma^2 \cdot T$.

3.1.2 Mean-reversion procesy

Mean-reversion procesy jsou uplatňovány zejména při modelování úrokových sazeb, cen komodit, finančních ukazatelů apod. Jedná se o procesy, u nichž je charakteristické, že se veličina neustále vrací k dlouhodobé rovnováze. Zpravidla je v těchto modelech zastoupen parametr pro dlouhodobou rovnováhu a rychlost přibližování veličiny k dlouhodobé rovnováze. Jak tvrdí Zmeškal (2013), tyto procesy se řadí do obecné kategorie Itôova procesu, a jejich součástí je tak specifický Wienerův proces. Mezi nejznámější a také nejvyužívanější mean-reversion procesy jsou řazeny Ho-Leevův model (HL), Hull-Whiteův model (HW), Cox-Ingersoll-Rossův model (CIR) nebo Vašíčkův model. Pozornost je věnována především na Vašíčkův model, neboť tento model je východiskem praktické části této diplomové práce.

Ho-Leeův model (HL)

Spojitá verze HL modelu je definována takto,

$$dr = \theta(t) \cdot dt + \sigma \cdot d\tilde{z}\,, \tag{3.7}$$

přitom funkce $\theta(t)$ je zvolena se zřetelem, aby výsledná křivka budoucích výnosů odpovídala běžné termínové struktuře. Za případný nedostatek modelu je možné považovat skutečnost, že sazba $r(t)$ může být pro některá *t* záporná.

Hull-Whiteův model (HW)

Hull-Whiteův model je v podstatě modifikace HL modelu, u kterého se navíc vyskytují dlouhodobé úrokové sazby. Tento model je tzv. arbitrážní model, který je kalibrován, aby spotové a forwardové výnosové křivky byly v souladu. Hull-Whiteův model je vyjádřen jako,

$$dr = \left[\theta(t) - a \cdot r\right] \cdot dt + \sigma \cdot d\tilde{z}\,, \tag{3.8}$$

zde θ vyjadřuje forwardové sazby.

Cox-Ingersoll-Rossův model (CIR)

Cox-Ingersoll-Rossův model je obdobný jako Vašíčkův model, nicméně v náhodné složce je zavedena $\sqrt{r_t}$, čímž je odstraněna nevýhoda existence záporných hodnot úrokových sazeb. CIR model je možné zapsat rovnicí,

$$dr = a \cdot (b - r) \cdot dt + \sigma \cdot \sqrt{r} \cdot d\tilde{} \,, \qquad (3.9)$$

kde $\sqrt{r_t}$ vyjadřuje, že rozptyl se s růstem úrokových sazeb zvyšuje. Tato skutečnost znamená, že v modelu není volatilita úrokových sazeb konstantní, nicméně je závislá na druhé mocnině úrokové sazby. Z toho vyplývá, že úrokové sazby nemohou nabývat záporných hodnot, jak již bylo zmíněno výše.

Vašíčkův model

Vašíčkův model je pojmenovaný po svém autorovi českém matematikovi žijícím v USA Oldřichu Vašíčkovi, který jej poprvé publikoval v roce 1977 v časopise „Journal of Financial Economic“. Jedná se o reverzní model, jehož předpokladem je skutečnost, že krátkodobé úrokové sazby mají tendenci návratu k dlouhodobým rovnovážným sazbám. Je to jednofaktorový model, což znamená, že zahrnuje pouze jeden rizikový faktor. Předpoklad pro úrokové sazby je normální rozdělení a dle Vašíčkova modelu je možné, aby úrokové sazby dosahovaly záporných hodnot, což v praxi není příliš realistické. Stochastický vývoj lze dle Vašíčkova modelu definovat následující rovnicí,

$$dr = a \cdot (b - r) \cdot dt + \sigma \cdot d\tilde{} \,, \qquad (3.10)$$

kde parametr a udává rychlost přibližování k dlouhodobé rovnováze, klíčový parametr b vyjadřuje hodnotu dlouhodobé rovnováhy, r je výchozí úroková sazba, σ představuje směrodatnou odchylku, $d\tilde{}$ je specifický Wienerův proces a $\sigma \cdot d\tilde{}$ je náhodná reziduální odchylka ukazatele.

Model je ovšem možné aplikovat nejen na úrokové sazby, ale také ve finanční sféře pro odhad finančních ukazatelů. V tomto případě je pak zapotřebí model transformovat do formy, kdy je úroková sazba nahrazena finančním ukazatelem, kde je předpokladem kolísaní finančních ukazatelů kolem své rovnovážné hodnoty. Vašíčkův model je možné vyjádřit v aritmetickém nebo geometrickém tvaru.

Aritmetický Vašíčkův model (AVM) se využívá k aproximaci vývoje finančního ukazatele v případě, kdy sledovaný ukazatel nabývá jak kladných, tak i zároveň záporných hodnot. Diskrétní verze, jako základní typ aritmetického Vašíčkova modelu je dána vztahem,

$$dx_t = a \cdot (b - x_{t-1}) \cdot \Delta t + \sigma \cdot d\tilde{\varepsilon}\ , \tag{3.11}$$

zde dx_t znamená změnu hodnoty podnikového ukazatele v čase t oproti času t-1, Δt vyjadřuje časový interval, σ je směrodatná odchylka, $\tilde{\varepsilon}$ představuje náhodnou veličinu normovaného normálního rozdělení. Tuto verzi modelu je možné rozdělit na dvě části, přičemž první část vyjadřuje očekávanou střední hodnotu ukazatele a další část představuje náhodnou odchylku ukazatele.

Očekávaná střední hodnota ukazatele je definována takto,

$$E(x_t) = x_{t-1} + a \cdot (b - x_{t-1}) \cdot dt\ , \tag{3.12}$$

zde $E(x_t)$ vyjadřuje odhadovanou hodnotu ukazatele a x_{t-1} představuje skutečnou hodnotu ukazatele z předcházejícího období.

Pro určení simulované hodnoty ukazatele podle aritmetického Vašíčkova modelu v čase t je nezbytné provést Eulerovu diskretizaci[3] pro náhodnou odchylku z rovnice (3.11) Přitom vzorec pro stanovení simulované predikované hodnoty ukazatele v čase t je potom definován jako,

$$x_t = x_{t-1} + a \cdot (b - x_{t-1}) \cdot dt + \sigma \cdot d\tilde{\varepsilon}\ . \tag{3. 13}$$

Poté směrodatná odchylka neboli volatilita je vyjádřena následujícím způsobem,

$$\sigma = \frac{\sqrt{\frac{1}{N} \cdot \sum_{t=1}^{T} \left[x_t - E(x_t) \right]^2}}{dt}\ . \tag{3.14}$$

Geometrický Vašíčkův model (GVM) je možné využít k přiblížení vývoje finančního ukazatele, který nabývá pouze kladných hodnot. Absolutní změna ukazatele ve vztahu pro vypočet je nahrazena relativní změnou následovně,

$$\frac{dx}{x} = a \cdot (b - \ln x) \cdot dt + \sigma \cdot d\tilde{\varepsilon}\ . \tag{3.15}$$

Očekávanou střední hodnotu tohoto modelu je pak možné určit následujícím způsobem,

$$E(x_t) = x_{t-1} \cdot EXP\left[a \cdot \left(b - \ln x_{t-1} \right) \cdot dt \right]. \tag{3.16}$$

Rovnici pro simulaci finančního ukazatele v čase t dle geometrické podoby Vašíčkova modelu je opět po přičtení náhodné odchylky možné stanovit takto,

$$x_t = x_{t-1} \cdot EXP\left[a \cdot \left(b - \ln x_{t-1} \right) \cdot dt + \sigma \cdot d\tilde{\varepsilon}\ \ . \tag{3.17}$$

[3] Eulerova metoda je dána převodem spojitého vývoje náhodné veličiny na diskrétní podobu.

3.2 Statistický odhad parametrů Vašíčkova modelu

Aby bylo možné aplikovat Vašíčkův model pro predikci ukazatele EVA, je nejprve nutné statisticky odhadnout parametry tohoto modelu. Existují tři základní skupiny způsobů statistického odhadu parametrů pomocí nástrojů regresní analýzy. V tomto případě lze využít metodu nejmenších čtverců, metodu maximální věrohodnosti či metodu momentů. Pro svou jednoduchost a jednoznačné výsledky je v této diplomové práci k odhadu parametrů Vašíčkova modelu využita metoda nejmenších čtverců, jejíž podstatou je minimalizace součtu čtverců odchylek hodnot naměřených od hodnot vyrovnaných regresí (Hančlová, 2012), (Hindls, 2007). Před provedením této metody pro statistický odhad náhodného procesu je nejdříve potřeba učinit transformaci Vašíčkova modelu na lineární podobu. Po zavedení substituce do rovnice (3.11) pak výsledný vzorec vypadá takto,

$$dx_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot x_{t-1} + \sigma \cdot d\tilde{Z} \,. \tag{3.18}$$

Odhadované parametry transformace $\hat{\alpha}$ a $\hat{\beta}$ jsou vyjádřeny následovně,

$$\hat{\alpha} = a \cdot b \cdot \Delta t \,, \tag{3.19}$$

$$\hat{\beta} = -\alpha \cdot \Delta t \,. \tag{3.20}$$

Obecně je možné metodu nejmenších čtverců zapsat jako,

$$\min \sum_t \varepsilon_t^2 = \min \sum_t \left(Y_t - \tilde{Y}_t \right)^2 , \tag{3.21}$$

přitom ε vyjadřuje reziduální odchylku neboli reziduum, Y_t jsou naměřené hodnoty a $\tilde{Y}$ jsou vyrovnané hodnoty.

Reziduální odchylka se pak pro potřeby práce dle aritmetického Vašíčkova modelu určí následovně,

$$\varepsilon_t = dx_t - \left(\hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot x_{t-1} \right). \tag{3.22}$$

Obdobného postupu je také možné využít pro geometrický Vašíčkův model, a to pokud dx_t je nahrazena $\frac{dx_t}{x_{t-1}}$.

Následně je možné provést statistický odhad parametrů dílčích finančních ukazatelů na zvolené hladině významnosti prostřednictvím funkce Regrese v MS Excel, kdy jsou zjištěny koeficienty $\hat{\alpha}$ a $\hat{\beta}$. Zpětně jsou pak dopočteny výchozí parametry Vašíčkova modelu a a b, a také směrodatná odchylka σ dle následujících vztahů,

$$a = -\frac{\hat{\beta}}{\Delta t}, \tag{3.23}$$

$$b = \frac{\hat{\alpha}}{a \cdot \Delta t}, \tag{3.24}$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{N} \cdot \sum_t \varepsilon_t^{\,2}}, \tag{3.25}$$

$$\sigma = \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{\Delta t}}. \tag{3.26}$$

3.3 Testy statistické významnosti

Pomocí statistické verifikace je možné ověřit statistickou významnost jednotlivých odhadnutých parametrů modelu a zároveň zhodnocení významnosti modelu jako celku. Za účelem posouzení statistické verifikace je využito t-testu a F-testu, přičemž testování je provedeno na stanovené hladině významnosti.

3.3.1 Statistická verifikace jednotlivých odhadnutých koeficientů (t-test)

Pro ověření statistické významnosti jednotlivých regresních koeficientů slouží t-test. Prvním krokem testování je formulace nulové a alternativní hypotézy, jejichž tvar je následující:

$H_0 : \hat{\beta}_i = 0$,

$H_A : \hat{\beta}_i \neq 0$,

přitom nulová hypotéza značí statistickou nevýznamnost regresního koeficientu $\hat{\beta}_i$, ovšem alternativní hypotéza předpokládá statistickou významnost regresního koeficientu $\hat{\beta}_i$, přispívá tedy k vysvětlení závislé proměnné a bude do modelu zařazen.

Tento statistický test lze provést prostřednictvím *t*-statistiky, a to za předpokladu, že tato statistika vychází ze Studentova rozdělení pravděpodobnosti s *df*-stupni volnosti. Rovnici pro výpočet *t*-statistiky je možné vyjádřit následujícím způsobem,

$$t_{df} = \frac{\hat{\beta}_i - 0}{SE_{\hat{\beta}_i}}, \tag{3.27}$$

kde $SE_{\hat{\beta}_i}$ představuje odhad směrodatné odchylky koeficientu $\hat{\beta}_i$.

V dalším kroku je vymezeno rozhodovací pravidlo o přijetí či zamítnutí hypotézy pro stanovenou hladinu významnosti α. Toto pravidlo je založeno na porovnání dvou parametrů, a to vypočtené hodnoty t^{vyp} s kritickou hodnotou t^{krit},

$$t_{df}^{vyp} = \frac{\hat{\beta}_i}{SE_{\hat{\beta}_i}}, \tag{3.28}$$

$$t_{\alpha/2;df}^{krit} = ST_{df}^{-1}\left(\alpha/2\right), \tag{3.29}$$

kde ST vyjadřuje distribuční funkci Studentova rozdělení a $ST_{\alpha/2;df}^{-1}$ pak představuje inverzní funkci (kvantil) na hladině pravděpodobnosti $\alpha/2$ a stupňů volnosti *df*.

Oboustranná pravděpodobnost dosažení hodnoty t^{vyp} je dána vztahem,

$$Hodnota\,P_{df} = \alpha^{vyp} = ST_{df}\left(t_{df}^{vyp}\right)\cdot 2\,. \tag{3.30}$$

Rozhodovací pravidlo pro oboustranný t-test je možné formulovat dvěma způsoby, a to buď jako porovnání t-statistiky vypočtené a t-kritické nebo lze využít porovnání $Hodnoty\ P_{df}$ s hladinou významnosti α takto:

pokud $\left|t_{df}^{vyp}\right| > t_{\alpha/2;df}^{krit}$, pak se H_0 zamítá,

pokud $Hodnota\ P_{df} < \alpha$, pak se H_0 zamítá,

pokud $\left|t_{df}^{vyp}\right| \le t_{\alpha/2;df}^{krit}$, pak se H_0 přijímá,

pokud $Hodnota\,P_{df} \ge \alpha$, pak se H_0 přijímá.

Zamítnutí nulové hypotézy (přijetí alternativní) značí, že testovaný koeficient se nachází v kritické oblasti, je statistický významný a ze statistického hlediska se má zařadit do odhadovaného modelu. Avšak při přijetí nulové hypotézy (zamítnutí alternativní) naopak platí, že propočtený koeficient je na stanovené hladině významnosti statisticky nevýznamný a z modelu by měl být vyloučen.

3.3.2 Statistická verifikace odhadnutého modelu jako celku (F-test)

Pro zhodnocení statistické významnosti modelu jako celku je aplikován jednostranný F - test, přičemž postup je obdobný jako v případě statistické verifikace jednotlivých parametrů. Opět je nejprve nutné definovat nulovou a alternativní hypotézu jako:

$H_0 : \hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_1 = 0$,

$H_A : \hat{\beta}_0 \neq 0$ nebo $\hat{\beta}_1 \neq 0$, zde nulová hypotéza vyjadřuje, že všechny regresní parametry jsou současně rovny nule a model je tak statisticky nevýznamný. Nicméně alternativní hypotéza znamená, že v modelu je alespoň jeden z parametrů různý od nuly a tudíž model jako celek je statisticky významný.

Tento statistický test je konstruován na základě *F*-statistiky prostřednictvím Fisherova-Snedecorova rozdělení pravděpodobnosti a je určen následující rovnicí,

$$F = \frac{ESS / df_{ESS}}{RSS / df_{RSS}} = \frac{MS_{ESS}}{MS_{RSS}}, \tag{3.31}$$

přitom *ESS* vyjadřuje rozptyl vysvětlený regresí, *RSS* je pak rozptyl přiřazen reziduálnímu (zbytkovému) rozptylu nevysvětlenému regresí. MS_{ESS} představuje průměrný vysvětlený rozptyl a MSS_{RSS} je průměrný reziduální rozptyl. Dále df_{ESS} a df_{RSS} udávají stupně volnosti přiřazené daným rozptylům, přičemž je dáno, že $df_{ESS} = k+1$ a $df_{RSS} = T-(k+1)$, *k* je počet nezávislých proměnných. Jednička je pak přičítána proto, jelikož stupeň volnosti ovlivňuje i úrovňová konstanta, pokud je však v modelu obsažena.

Dále je učiněno vyhodnocení tohoto F-testu, které je založeno na porovnání hodnoty vypočtené statistiky, F^{vyp}, a kritické hodnoty, F^{krit}, přičemž jejich vztahy jsou definovány takto,

$$F^{vyp}_{df_{ESS};df_{RSS}} = \frac{MS_{ESS}}{MS_{RSS}}, \tag{3.32}$$

$$F^{krit}_{\alpha;df_{ESS};df_{RSS}} = FISH^{-1}_{df_{ESS};df_{RSS}}\left(\alpha\right), \tag{3.33}$$

kde FISH představuje distribuční funkci Fisherova rozdělení, $FISH^{-1}_{df_{ESS};df_{RSS}}$ značí inverzní funkci (kvantil) na hladině pravděpodobnosti α.

Obdobně jako u t-testu je možné i zde pro vyhodnocení statistické významnosti modelu využít $Hodnotu\,P$,kterou je možné stanovit jako,

$$Hodnota\,P_{df_{ESS};df_{RSS}} = \alpha^{vyp} = FISH_{df_{ESS};df_{RSS}}\left(F^{vyp}\right). \tag{3.34}$$

Rozhodovací pravidlo pro jednostranný F-test je opět možné formulovat dvěma způsoby, a to pomocí následujících rovnic:

pokud $F^{vyp}_{df_{ESS};df_{RSS}} > F^{krit}_{\alpha;df_{ESS};df_{RSS}}$, pak se H_0 zamítá,

pokud $Hodnota\,P_{df_{ESS};df_{RSS}} < \alpha$, pak se H_0 zamítá,

pokud $F^{vyp}_{df_{ESS};df_{RSS}} \leq F^{krit}_{\alpha;df_{ESS};df_{RSS}}$, pak se H_0 přijímá,

pokud $Hodnota\,P_{df_{ESS};df_{RSS}} \geq \alpha$, pak se H_0 přijímá.

Zamítnutí nulové hypotézy vyjadřuje, že všechny regresní koeficienty jsou současně rovny nule a výsledkem je, že odhadnutý model je statisticky významný na zvolené hladině významnosti. V opačném případě přijetí nulové hypotézy znamená, že navržený regresní model jako celek je statisticky nevýznamný.

3.4 Pravděpodobnostní rozdělení

Při modelování finančních veličin se často pracuje s náhodnými proměnnými. Na základě toho, že plánování a predikce se odehrává za rizika a nejistoty, jež je obtížné kvantifikovat, je pro simulaci náhodného vývoje určitých veličin potřebné znát rozdělení pravděpodobnosti náhodných veličin. Jak tvrdí (Tichý, 2010), náhodná proměnná sleduje jisté pravděpodobnostní rozdělení, které je možné vymezit prostřednictvím vhodné charakteristické funkce, která vždy existuje, přestože její vyjádření nemusí být známo. Případně lze pravděpodobnostní rozdělení definovat pomocí distribuční funkce, která se však nemusí vždy vyskytovat. Rozdělení pravděpodobnosti je pak možné rozlišovat jako diskrétní nebo spojité. Diskrétní rozdělení pravděpodobnosti je charakteristické tím, že náhodná veličina nabývá hodnoty, které nejsou navzájem spojité, avšak možné stavy spojité náhodné veličiny na sebe vzájemně hladce navazují. Mezi klíčová diskrétní pravděpodobnostní rozdělení se řadí Poissonovo, Bernoulliho či binomické. Za základní spojité rozdělení pravděpodobnosti je možné považovat Gaussovo neboli normální rozdělení pravděpodobnosti, které je využito v praktické části práce při aplikaci Vašíčkova modelu, jak je patrné v kapitole 3.1.

3.4.1 Normální rozdělení pravděpodobnosti

Gaussovo nebo označováno také jako normální rozdělení pravděpodobnosti $N\left(\mu;\sigma^2\right)$ má zvláštní postavení v teorii pravděpodobnosti a zároveň i v matematické statistice. Obecně je možné tvrdit dle (Hindls a kol., 2002), že normální rozdělení je vhodné použít tehdy, působí-li na kolísání náhodné veličiny velký počet nepatrných a vzájemně nezávislých jevů. Toto pravděpodobnostní rozdělení je tvořeno dvěma parametry μ a σ^2, kde μ vyjadřuje střední hodnotu, charakterizující polohu tohoto rozdělení, a σ^2 je jeho rozptyl, představující rozptýlení hodnot okolo střední hodnoty. Značný význam normálního rozdělení také spočívá v tom, že za určitých podmínek je prostřednictvím něj možné aproximovat řadu jiných spojitých i nespojitých rozdělení. Obvyklým příkladem tohoto rozdělení je rozdělení chyb, vzniklých při měření nějaké veličiny.

Hustota pravděpodobnosti normálně rozdělené náhodné veličiny je určena funkcí,

$$f(x)=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}},-\infty < x < \infty. \tag{3.35}$$

Grafické znázornění hustoty pravděpodobnosti normálního rozdělení (tzv. Gaussova křivka) má zvonovitý tvar a je symetrická kolem bodu střední hodnoty, v němž dosahuje také svého maxima. Stření hodnota je tedy mediánem a zároveň i modem tohoto rozdělení.

Distribuční funkce tohoto rozdělení má tvar definovaný následujícím způsobem,

$$F(x)=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{x}e^{\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}}dt. \tag{3.36}$$

Jako základní stavební prvek mnoha modelů v praxi je využíváno normovaného normálního rozdělení pravděpodobnosti, které je definováno rovnicí,

$$U=\frac{X-\mu}{\sigma}. \tag{3.37}$$

Následně hustota pravděpodobnosti a distribuční funkce pro normované normální rozdělení má podobu,

$$f(u)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{\frac{u^2}{2}},-\infty < u < \infty \tag{3.38}$$

$$F(u)=\int_{-\infty}^{u}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{\frac{t^2}{2}}dt. \tag{3.39}$$

3.5 Korelace a kovariance

Mezi charakteristiky, které informují o vztahu mezi náhodnými veličinami, patří především kovariance a koeficient korelace.

3.5.1 Korelace

Korelace neboli normovaná kovariance měří sílu lineární závislosti mezi dvojicí náhodných veličin a je vyjádřena prostřednictvím koeficientu korelace, který je definován následujícím způsobem,

$$\rho_{ij}=\frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i\cdot\sigma_j}, \tag{3.40}$$

kde ρ_{ij} udává koeficient korelace určující sílu a směr vztahu, σ_{ij} představuje kovarianci veličin i a j, σ_i je směrodatná odchylka proměnné i a σ_j pak je směrodatná odchylka proměnné j. Hodnota koeficientu korelace se může pohybovat v rozmezí od -1 do +1. Obecně je možní říci, že čím vyšší je hodnota tohoto ukazatele (blíží se jedné), tím je závislost mezi proměnnými vyšší. Jestliže je hodnota rovna ± 1, potom se jedná o přímou či nepřímou lineární vazbu. Nulová hodnota koeficientu korelace udává, že náhodné veličiny jsou lineárně nezávislé, neboli jsou nekkorelované, tudíž neexistuje mezi nimi žádný lineární vztah.

3.5.2 Kovariance

Kovariance je měřítkem statistické míry závislosti mezi dvěma náhodnými proměnnými a má tuto podobu,

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[r_i - E\left(r_i\right) \right] \cdot \left[r_j - E\left(r_j\right) \right], \tag{3.41}$$

přitom N vyjadřuje počet pozorování náhodných veličin, r_i a r_j představují hodnotu proměnné i a proměnné j, dále $E\left(r_i\right)$ a $E\left(r_j\right)$ jsou střední hodnota proměnné i a proměnné j. Kovariance může dosahovat jakýchkoliv hodnot v rozmezí od $-\infty$ do $+\infty$. V případě, že je výsledná kovariance nulová, potom jsou náhodné veličiny vzájemně nezávislé. Pokud je hodnota ukazatele vetší než nula, jsou náhodné veličiny závislé v pozitivním smyslu. Naopak platí, jestliže hodnota kovariance je menší než nula, náhodné veličiny jsou závislé v negativním smyslu.

Na základě dílčích kovariancí a korelací je pak pro náhodné veličiny možné sestrojit kovarianční a korelační matici, jejichž znalost je významná při sestavení Choleskeho algoritmu. U zkonstruované kovarianční matice platí předpoklad, že na hlavní diagonále leží rozptyly jednotlivých veličin, avšak u korelační matice leží na diagonále samé jedničky.

3.6 Choleskeho algoritmus

Při simulaci vývoje hodnoty sledovaného finančního ukazatele, jenž je determinován dílčími ukazateli, je potřebné v rámci generování náhodných veličin vzít v potaz existenci vzájemné statistické závislosti mezi rezidui náhodných procesů jednotlivých ukazatelů. Jednou z možných variant je provedení generování náhodného vektoru prvotních rizikových faktorů závislých proměnných (pseudonáhodných čísel) [illegible] pomocí Choleskeho algoritmu s obecným zápisem,

[illegible] , (3.42)

zde $\vec{z}$ představuje vektor závislých náhodných proměnných, $\vec{\varepsilon}$ je vektor nezávislých náhodných proměnných z normovaného normálního rozdělení $N(0;1)$, P udává horní trojúhelníkovou matici odvozenou z kovarianční matice *C*.

Vzájemný vztah mezi Choleskeho maticí a korelační je pak definován takto,

$$C = P \cdot P^T, \tag{3.43}$$

kde P^T představuje transformovanou horní trojúhelníkovou matici.

Následně horní trojúhelníkovou je možné stanovit dle následujících zásad

$$p_{ii} = \left(\sigma_{ii} - \sum_{k=1}^{i-1} p_{ik}^2 \right)^{\frac{1}{2}}, \text{ pro } i = 1, 2, ..., N, \tag{3.44}$$

$$p_{ij} = \left(\sigma_{ij} - \sum_{k=1}^{i-1} p_{ki} \cdot p_{kj} \right) \cdot p_{ii}^{-1}, \text{ pro } 1 \le i < j \le N, \tag{3.45}$$

$$p_{1j} = \sigma_{1j} \cdot (\sigma_{11})^{-\frac{1}{2}}, \text{ pro } j = 1, 2, ..., N, \tag{3.46}$$

$$p_{ij} = 0, \text{ pro } i .> j, \text{ přičemž } i, j = 1, 2, ..., N. \tag{3.47}$$

3.7 Simulace vývoje náhodných veličin pomocí metody Monte Carlo

Pro predikci vývoje hodnot dílčích ukazatelů z rozložení finančního ukazatele ekonomické přidané hodnoty je možné využít simulační metodu Monte Carlo, též označovanou jako stochastická simulace.

Tato metoda byla poprvé formulována a zároveň i prakticky využita ve čtyřicátých letech 20. stol. v USA předními vědeckými pracovníky Johnem von Neumannem a Stanislavem Ulmanem při výzkumu chování neutronů. Pojmenování „Monte Carlo“ pochází od řešení problému využití k modelování předpovědi historii života neutronu již známou techniku kola rulety. Název je také odvozován od slavných kasin v Monte Carlu, neboť princip simulace touto metodou obsahuje prvky nahodilosti a opakovaní obdobně jako hry v kasinu.

Jak tvrdí (Fotr, Hnilica, 2014), vyskytuje-li se více rizikových faktorů ovlivňujících výsledky analýzy rizika objektu, není možné uplatnit konvenční nástroje analýzy rizika (např. kvantitativní scénáře, pravděpodobnosti apod.), a to vzhledem k případnému počtu konečných kombinací stavů. V takovém případě je výchozím bodem aplikace simulace Monte Carlo, jejíž podstatou je generování velkého počtu scénářů a propočet hodnot finančních kritérií pro každý scénář. Výstup této simulace je následně v podobě grafického zobrazení pravděpodobnostního rozdělení finančních kritérií a v jejich početní podobě statistických charakteristik k úplnému souboru scénářů.

Dle (Fabian, Klubier, 1998) hlavní myšlenka simulační metody Monte Carlo spočívá ve spojitosti a vztahu mezi pravděpodobnostními charakteristikami odlišných náhodných procesů a veličinami, jež jsou řešením úloh z různých matematických oblastí. Vzhledem k této skutečnosti jsou tedy touto stochastickou metodou rozuměny postupy numerického řešení matematických, fyzikálních a jiných problémů, realizované prostřednictvím častokrát opakovaných náhodných pokusů.

Řešení analytické úlohy je možné nahradit modelováním náhodného procesu finanční veličiny a využít tak statistických odhadů pravděpodobností, středních hodnot, apod. Samotné praktické sestrojování náhodných čísel je příliš zdlouhavé, složité a neočištěno od dílčích nedostatků. Z tohoto důvodu je v praxi dána přednost sestrojování tzv. pseudonáhodných čísel. Vygenerování těchto čísel je v rámci této diplomové práce provedeno pomocí funkce *Generátoru pseudonáhodných čísel* v programu MS Excel. Prostřednictvím tohoto nástroje se vytváří pseudonáhodná čísla na základě aplikace vhodných algoritmů a s dostatečnou přesností je vykazuje s požadovanými znaky náhodnosti a nezávislosti. Je však nutné podotknout, že tento generátor nesplňuje úplně předpoklady na profesionální kvalitu, nicméně lze výsledky považovat za velmi dobré a věrohodné.

4 Predikce ekonomické přidané hodnoty vybrané společnosti

Následující kapitola diplomové práce je zaměřena na predikci ukazatele ekonomické přidané hodnoty vybraného podniku prostřednictvím simulační metody Monte Carlo. V úvodu kapitoly je představena vybraná společnost včetně jejího předmětu činnosti. Dále je věnována pozornost vstupním údajům, která jsou nezbytná pro zpracování praktické části této práce a zhodnocení vývoje historické časové řady ukazatele EVA. Pro provedení predikce finanční výkonnosti je nejprve nutné dopočítat dílčí finanční ukazatele tvořící rozklad ekonomické přidané hodnoty na bázi zúženého hodnotového rozpětí (EVA Equity) a stanovit výši nákladů vlastního kapitálu dle stavebnicové metody využívané Ministerstvem průmyslu a obchodu ČR. V rámci simulace náhodného vývoje jednotlivých finančních ukazatelů je aplikován aritmetický Vašíčkův proces, dosahuje-li ukazatel kladných a zároveň i záporných hodnot nebo geometrický Vašíčkův proces, za předpokladu, že ukazatel nabývá pouze kladných hodnot. Jako hlavní příčinu použití tohoto procesu lze považovat tendenci návratu náhodného vývoje vybraných finančních ukazatelů k dlouhodobé rovnováze. Následně jsou odhadovány parametry Vašíčkova procesu pomocí regresní analýzy metodou nejmenších čtverců, které jsou použity k simulaci. V rámci tohoto kroku je rovněž zjišťována statistická významnost jednotlivých parametrů a modelu jako celku. Takto statisticky odhadnuté parametry jsou podkladem pro simulaci metodou Monte Carlo, jež je realizována s využitím Choleskeho algoritmu zohledňujícího vzájemné vazby vzniklých reziduí náhodných veličin. Pro provedení Choleskeho algoritmu je zapotřebí sestavit kovarianční matici a Choleskeho dekompoziční matici. Dále po vykonání simulace Monte Carlo vývoje jednotlivých finančních ukazatelů je dopočtena hodnota vrcholového ukazatele EVA dle vztahu (2.25). Nakonec je pro simulované hodnoty ukazatele EVA nutné dopočítat základní charakteristiky sloužící ke stanovení intervalů, ve kterých se bude odhadovaná hodnota vrcholového ukazatele s určitou pravděpodobností pohybovat.

Vstupními daty pro predikování finančního ukazatele jsou simulované hodnoty předešlého měsíce. Predikce ukazatele finanční výkonnosti podniku je provedena pro následujících dvanáct měsíců hospodářského roku 2016, tj. od července 2015 do června 2016.

4.1 Charakteristika vybraného podniku

BIKE FUN International s. r. o. je společnost s ručením omezeným, která vznikla dne 27. června 2001. Její sídlo je v Kopřivnici, Areál Tatry 1445/2, Česká republika. Majoritními vlastníky podílejícími se více jak 20 % na základním kapitálu jsou dvě holandské firmy Bike

Fun Nederland B.V a WIDEK Holding B.V. Firma v současné době zaměstnává okolo 400 zkušených zaměstnanců, kdy od roku 2010 jejich průměrný počet neustále narůstá.

Od roku 2010 používá společnost hospodářský rok, který trvá 12 po sobě jdoucích kalendářních měsíců vázaných na sezónu jejich podnikání. Hlavním důvodem změny období hospodářského roku je skutečnost, že výroba kol je sezónní záležitostí a kolekce modelové řady daného roku je aktuální od července do června.

Předmětem činnosti společnosti je výroba všech typů jízdních kol, kde portfolio výrobků tvoří zejména jízdní kola horská, trekingová, krosová, silniční a dětská i stále populárnější elektrokola. Výrobní sortiment zahrnuje i karbonová nebo celoodpružená kola vyšší třídy. Současná výrobní kapacita podniku se pohybuje okolo 240 000 kol za rok.

Společnost BIKE FUN International s.r.o. vyrábí již od svého vzniku kola pod vlastní značkou SUPERIOR, která je zaměřena na střední a vyšší třídu zákazníků. V srpnu 2008 společnost představila novou značku STR, která nabízí na trhu ekonomická, ale přitom kvalitní jízdní kola. Dále od roku 2009 firma vlastní značku světového významu ROCK MACHINE, jenž je nejvíce známa pro svá sjezdová a horská kola. V sezóně 2015 je uvedena na trh značka Frappé představující moderní městská kola zaměřená na životní styl a elektrokola.

Vyráběná kola společnost prodává do více než 30 evropských zemí, kde hlavními trhy jsou především Česká republika, Holandsko, Německo a Skandinávie.

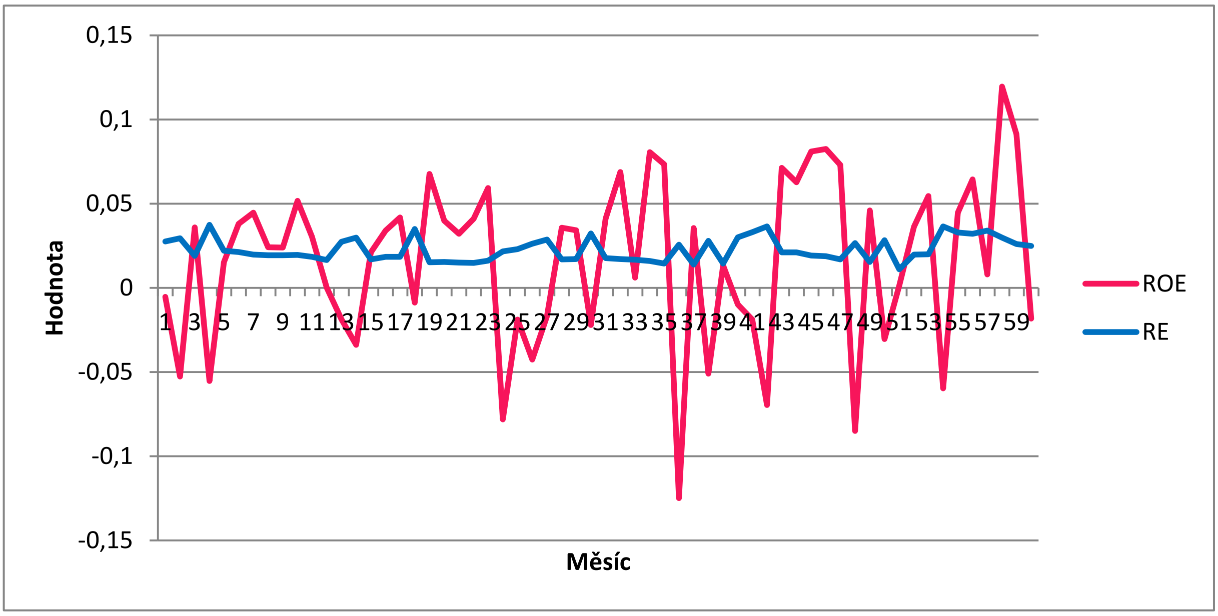
Pro kvalitnější proces plánování a kontrolu logistických procesů firma využívá moderní informační systém INFOR ERP SyteLine, který pomáhá zajistit plnění plánovaných dodacích lhůt, vysokou kvalitu vyráběných kol a tím i spokojenost zákazníků.

4.2 Základní vstupní data

Výchozími daty pro provedení predikce hodnot ukazatele ekonomické přidané hodnoty jsou reálné měsíční údaje, které jsou čerpány z účetních výkazů společnosti BIKE FUN International s. r. o., a to za období k 30. 6. 2011 – 30. 6. 2015.

Ke stanovení hodnoty ukazatele ekonomické přidané hodnoty je možné považovat jako podstatná vstupní data především čistý zisk (EAT), tržby (T), celková aktiva (A), vlastní kapitál (E) a náklady vlastního kapitálu (R_E). Následně jsou z těchto vstupních dat dopočteny hodnoty dílčích finančních ukazatelů, kterými jsou rentabilita tržeb, obrat celkových aktiv a finanční páka. Ty pak tvoří zároveň s výši vlastního kapitálu a náklady na vlastní kapitál rozklad ekonomické přidané hodnoty. Náklady na vlastní kapitál jsou stanoveny prostřednictvím stavebnicové metody používané Ministerstvem průmyslu a obchodu České republiky. Dále je možné specifikovat aritmetický a geometrický Vašíčkův model pro jednotlivé dílčí finanční ukazatele. Vstupní data jsou součástí Přílohy č. 1. V následujícím Grafu 4.1 je zachycen vývoj rentability vlastního kapitálu (ROE) a nákladů na vlastní kapitál (R_E) v jednotlivých měsících historické časové řady.

Graf 4.1 Vývoj ROE a R_E v jednotlivých měsících v letech 2011 – 2015 (v %)



4.3 Zhodnocení vývoje časové řady ukazatele EVA

Před provedením samotné simulace dílčích finančních ukazatelů tvořících rozklad ukazatele ekonomické přidané hodnoty a určením hodnoty EVA pro 12 následujících měsíců je nejprve nutné stanovit historický vývoj časové řady tohoto ukazatele vybraného podniku. Historická časová řada ukazatele EVA je vymezena prostřednictvím reálných dat společnosti za posledních 60 měsíců. Záměrem je zhodnocení, jestli společnost v uplynulých měsících dosahovala kladných či záporných výsledků ukazatele ekonomické přidané hodnoty a vzhledem k těmto skutečnostem vyvodit pravděpodobný budoucí vývoj tohoto ukazatele. Výpočet ukazatele ekonomické přidané hodnoty na bázi zúženého rozpětí je zjištěn dle vztahu (2.3) a jeho výsledné hodnoty za analyzované období jsou zobrazeny v Tab. 4.1.

Z analýzy historických hodnot ekonomické přidané hodnoty uvedené v následující Tab. 4.1 vyplývá, že vývoj ukazatele EVA v jednotlivých měsících byl během každého roku nestabilní. Po celé sledované období hodnota ukazatele EVA kolísá a nabývá jak kladných, tak i záporných hodnot.

Tab. 4.1 Vývoj ukazatele EVA v jednotlivých měsících v letech 2011–2015 (v tis. Kč)

Měsíc/Rok	k 30. 6.				
	2011	**2012**	**2013**	**2014**	**2015**
1.	- 3 974	-6 460	-6 978	4 097	6 732
2.	-9 457	-8 625	-11 006	-14 156	-12 632
3.	2 019	567	-7 145	-233	-1 972
4.	-10 487	2 147	2 873	-7 186	3 528
5.	-790	3 355	2 709	-9 185	7 702
6.	-1 995	- 6 244	-8 412	-16 513	-20 294
7.	3 105	8 045	3 770	8 409	2 571
8.	616	3 930	8 970	7 436	7 599
9.	589	2 827	-1 831	12 006	-6 203
10.	4 445	4 521	12 240	13 492	24 207
11.	1 706	7 900	12 026	12 804	19 363
12.	-2 330	-16 940	-27 358	-23 373	-12 620

Záporné hodnoty ekonomické přidané hodnoty jsou ve společnosti po celé sledované období dosahovány zpravidla v první polovině jednotlivých let a naopak kladné hodnoty pak převažovaly spíše v druhé polovině. Pro vlastníka je žádoucí, aby rozdíl ROE a R_E (spread) nezbytný pro propočet hodnoty ukazatele EVA byl co nejvyšší nebo minimálně kladný.

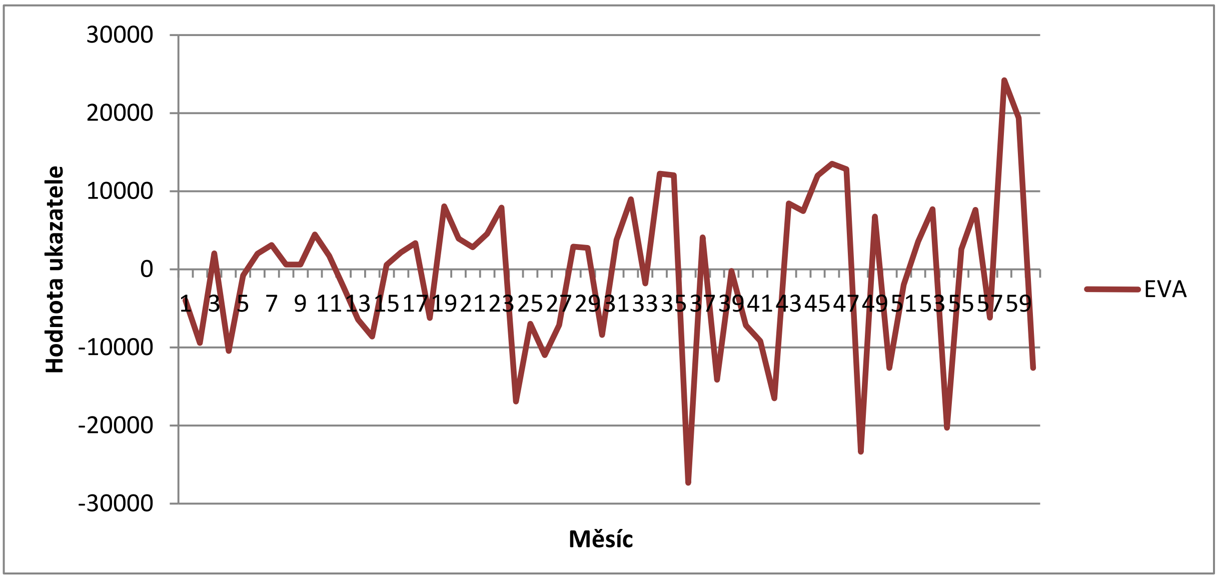
Záporná hodnota ukazatele EVA signalizuje, že podnik není schopen vytvářet hodnotu pro vlastníky a v této části jednotlivých let dochází k poklesu bohatství vlastníků, neboť firma není schopna dosáhnout ani minimálního výnosu požadovaného subjekty, které poskytují kapitál pro její financování. Nepříznivé výsledky jsou způsobeny zápornou hodnotou spreadu, kdy náklady na vlastní kapitál jsou vyšší než výnosnost tohoto kapitálu. Příčinou je především vykazovaná ztráta společnosti v první polovině jednotlivých let, která se tak promítla do záporné hodnoty rentability vlastního kapitálu. Dalším důvodem těchto skutečností jsou také vysoké náklady ve srovnání s tržbami, a to zejména v podobě výkonové spotřeby podniku.

Pozitivní hodnoty ve druhé polovině jednotlivých let jsou naopak důsledkem kladného spreadu. V tomto období každého roku je vybraná společnost schopna tvořit hodnotu pro vlastníky a být tak konkurenceschopná. Důvodem je vyšší hodnota čistého zisku společnosti. Nárůst tohoto zisku je dosažen zejména díky zvýšení tržeb z prodeje vlastních výrobků a služeb vzhledem k nákladovosti výroby.

Je také nutné poznamenat, že na vývoj ukazatele EVA v jednotlivých měsících každého roku má vliv sezónnost výroby, kdy zahájením hlavní prodejní sezóny je právě druhá polovina daného hospodářského roku. Nejmenší hodnota ukazatele EVA je zaznamenána ve 12. měsíci roku 2013 ve výši -27 358 tis. Kč. Nejvyšší hodnota je vykazována v roce 2015 a to v 10. měsíci v hodnotě 24 207 tis. Kč.

Historický vývoj ukazatele EVA je zobrazen v Grafu 4.2.

Graf 4.2 Vývoj ukazatele EVA v letech 2011-2015 (v tis. Kč)



4.4 Odhad vstupních parametrů

V rámci statistického odhadu dílčích finančních ukazatelů tvořících rozklad ukazatele EVA je využit Vašíčkův model, který se řadí do kategorie tzv. mean-reversion procesů. Pro jednotlivé ukazatele je model specifikován v podobě aritmetického či geometrického tvaru. Ke stanovení jednotlivých statistických parametrů modelu je aplikována regresní metoda nejmenších čtverců prostřednictvím modulu *Regrese* v programu MS Excel. Navíc je potřebné ověřit statistickou verifikaci jednotlivých vstupních parametrů pomocí oboustranného t-testu a modelu jako celku prostřednictvím F-testu.

4.4.1 Finanční páka

Jako první z ukazatelů tvořící rozklad ukazatele ekonomické přidané hodnoty je finanční páka $\left(\frac{A}{E}\right)$. Jelikož tento ukazatel by neměl dosahovat záporných hodnot, je k odhadu tohoto ukazatele využita geometrická podoba Vašíčkova modelu dle vzorce (3.15). Pro odhad je aplikován modul *Regrese*, kde vysvětlující proměnnou představuje hodnota ukazatele $ln\left(\frac{A}{E}\right)_{t-1}$ a vysvětlovanou proměnnou je $d\left(\frac{A}{E}\right)_t \Big/ \left(\frac{A}{E}\right)_{t-1}$. Na základě skutečnosti, že se pracuje s měsíčními daty a změny mezi daty jsou také na měsíční bázi, je parametr Δt roven jedné. Následně prostřednictvím výstupů nástroje *Regrese* jsou vyčísleny parametry $\hat{\alpha}$ a $\hat{\beta}$, které jsou dle vzorce (3.23) a (3.24) aplikovány pro dopočet výchozích parametrů Vašíčkova modelu a a b. Hodnota směrodatné odchylky je stanovena z reziduální složky dle rovnice (3.25), nebo (3.26). Dále jsou provedeny testy statistické významnosti jednotlivých parametrů a modelu jako celku, přičemž jejich výsledky jsou zaznamenány v Tab. 4.2 a Tab. 4.3.

Tab. 4.2 Statistická významnost jednotlivých parametrů ukazatele finanční páky (t-test)

Parametr	**Hodnota parametru**	t^{krit}	t^{vyp}	**Hladina významnosti**	**Hodnota P**	**P1**	**P2**
$\hat{\alpha}$	0,22330	2,30216	2,56775	0,05	0,01288	**H_0 se zamítá**	**H_0 se zamítá**
$\hat{\beta}$	-0,18991	2,30216	-2,53249	0,05	0,01410	**H_0 se zamítá**	**H_0 se zamítá**

Tab. 4.3 Statistická významnost modelu jako celku ukazatele finanční páky (F-test)

F^{krit}	F^{vyp}	**Hladina významnosti**	**Hodnota P**	**P1**	**P2**
4,00987	6,41353	0,05	0,01410	**H_0 se zamítá**	**H_0 se zamítá**

V daném případě je zřejmé, že parametry modelu jsou na 5% hladině významnosti statisticky významné a tudíž přispívají k vysvětlení modelu. Model jako celek je dle F-testu také statisticky významný. Po verifikaci statistické významnosti je možné stanovit základní parametry modelu a, b. V následující Tab. 4.4 jsou zobrazeny odhadované parametry včetně směrodatné odchylky σ dle geometrického Vašíčkova procesu.

Tab. 4.4 Hodnoty odhadnutých parametrů ukazatele finanční páky

$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	σ
0,22230	-0,18991	1	0,18991	1,17581	0,26622

Po vyčíslení parametrů Vašíčkova modelu je hodnota parametru b, která představuje dlouhodobou rovnováhu, rovna 1,17581. Parametr a vyjadřující rychlost přibližování k dlouhodobé rovnováze dosahuje hodnoty 0,18991, což značí podproporcionální úroveň návratu. Hodnota odhadované směrodatné odchylky se pohybuje ve výši 0,26622.

Na základě výše uvedených parametrů je dle vzorce (3.16) stanovena odhadovaná střední hodnota ukazatele finanční páky. Vypočtené odhadované hodnoty jsou součástí Přílohy 3.

V Grafu 4.3 je zachyceno porovnání vývoje skutečných měsíčních hodnot s odhadnutými hodnotami ukazatele.

Graf 4.3 Srovnání skutečných a odhadnutých hodnot ukazatele finanční páky

4.4.2 Rentabilita tržeb

Vzhledem k tomu, že ukazatel rentability tržeb $\left(\frac{EAT}{T}\right)$ může nabývat kladných i záporných hodnot, je k odhadu tohoto ukazatele využita aritmetická verze Vašíčkova modelu dle vztahu (3.11). S využitím modulu *Regrese* je pro odhad parametrů modelu za nezávisle proměnnou zvolena hodnota ukazatele $\left(\frac{EAT}{T}\right)_{t-1}$ a za závislou proměnnou diference ukazatele $d\left(\frac{EAT}{T_t}\right)$. Pomocí metody nejmenších čtverců jsou opět získány lineární parametry $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$ a dopočteny základní parametry modelu a, b. Dále je třeba provést statistické ověření jednotlivých parametrů modelu a modelu jako celku. Závěry oboustranného t-testu jsou součástí Tab. 4.5 a F-testu pak v Tab. 4.6.

Tab. 4.5 Statistická významnost jednotlivých parametrů ukazatele rentability tržeb (t-test)

Parametr	Hodnota parametru	t^{krit}	t^{vyp}	Hladina významnosti	Hodnota P	P1	P2
$\hat{\alpha}$	-0,00031	2,30216	-0,01236	0,05	0,99018	H_0 se přijímá	H_0 se přijímá
$\hat{\beta}$	-1,01287	2,30216	-7,64723	0,05	0,00000	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Tab. 4.6 Statistická významnost modelu jako celku ukazatele rentability tržeb (F-test)

F^{krit}	F^{vyp}	Hladina významnosti	Hodnota P	P1	P2
4,00987	58,48006	0,05	0,00000	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Jak vyplývá z Tab 4.6, model jako celek je na dané hladině významnosti statisticky významný. V případě Tab. 4.5 je patrné, že parametr $\hat{\beta}$ je na 5% hladině výzmanosti statisticky výzmaný, nicméně parametr $\hat{\alpha}$ je statistický nevýznamný a měl by být z modelu vyloučen. Na základě této skutečnosti byla provedena druhá regrese a za tento statisticky nevýznamý parametr byla dosazena nula. Poté byla opětovně ověřena statistická významnost jednotlivých parametrů a modelu jako celku prostřednictvím t-testu a F-testu, přitom výsledné hodnoty testů druhé regrese jsou uvedeny v následujících Tab. 4.7 a Tab. 4.8.

Tab. 4.7 Statistická významnost jednotlivých parametrů ukazatele rentability tržeb po druhé regresi (t-test)

Parametr	Hodnota parametru	t^{krit}	t^{vyp}	Hladina významnosti	Hodnota P	P1	P2
$\hat{\alpha}$	0	-	-	-	-	-	-
$\hat{\beta}$	-1,01287	2,30108	-7,71399	0,05	0,00000	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Tab. 4.8 Statistická významnost modelu jako celku ukazatele rentability tržeb po druhé regresi (F-test)

F^{krit}	F^{vyp}	Hladina významnosti	Hodnota P	P1	P2
4,00687	59,50572	0,05	0,00000	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Po druhé regresi se parametr $\hat{\beta}$ a model jako celek na dané hladině významnosti jeví jako statisticky významný. Z takto odhadnutých parametrů jsou následně dopočteny původní parametry Vašíčkova modelu a, b a směrodatná odchylka σ, a to na základě vztahů uvedených výše. V následující Tab. 4.9 jsou zachyceny jednotlivé hodnoty parametrů ukazatele rentability tržeb.

Tab. 4.9 Hodnoty odhadnutých parametrů ukazatele rentability tržeb

$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	σ
0	-1,01287	1	1,01287	0	0,18720

Odhadnutý parametr b představuje hodnotu dlouhodobé rovnováhy ukazatele rentability tržeb a nabývá hodnoty 0. Avšak parametr a vyjadřuje rychlost přibližování k dlouhodobé rovnováze a je ve výši 1,01287. Jelikož je tato hodnota větší než 1, jedná se tak o nadproporcionální tendenci návratu k dlouhodobé rovnováze. Směrodatná odchylka dosahuje hodnoty 0,18720.

Poté je dle rovnice (3.12) dopočítána očekávaná (střední) hodnota ukazatele, a to pomocí takto odhadnutých parametrů. V Příloze 3 jsou zachyceny odhadnuté a skutečné historické hodnoty. V Grafu 4.4 je zobrazeno srovnání vývoje skutečných a odhadnutých hodnot ukazatele rentability tržeb za posledních 60 měsíců.

Graf 4.4 Srovnání skutečných a odhadnutých hodnot ukazatele rentability tržeb

4.4.3 Obrat aktiv

Vzhledem ke konstrukci ukazatele obratu aktiv, jež vychází z podílu tržeb a aktiv, může hodnota tohoto ukazatele nabývat pouze kladných hodnot. Z tohoto důvodu, obdobně jako v případě ukazatele finanční páky, je proto i zde aplikován geometrický tvar Vašíčkova modelu. Postup je také obdobný. Substituční parametry $\hat{\alpha}$ a $\hat{\beta}$ modelu jsou odhadnuty metodou nejmenších čtverců prostřednictvím modulu *Regrese*, kde za nezávislou proměnnou je považován ukazatel $ln\left(\frac{T}{A}\right)_{t-1}$ a za závislou proměnnou je použit ukazatel ve tvaru $d\left(\frac{T}{A}\right)_t \Big/ \left(\frac{T}{A}\right)_{t-1}$. Zjištěné parametry opět slouží pro určení základních parametrů Vašíčkova modelu a, b a směrodatné odchylky σ. Následně jsou realizovány testy statistické významnosti jednotlivých parametrů a modelu jako celku pomocí t-testu a F-testu, kdy výsledky těchto testů jsou obsaženy v Tab. 4.10, respektive Tab. 4.11.

Tab. 4.10 Statistická významnost jednotlivých parametrů ukazatele obratu aktiv (t-test)

Parametr	Hodnota parametru	t^{krit}	t^{vyp}	Hladina významnosti	Hodnota P	P1	P2
$\hat{\alpha}$	-1,79530	2,30316	-6,73652	0,05	0,00000	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá
$\hat{\beta}$	-0,91682	2,30216	-7,59462	0,05	0,00000	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Tab. 4.11 Statistická významnost modelu jako celku ukazatele obratu aktiv(F-test)

F^{krit}	F^{vyp}	Hladina významnosti	Hodnota P	P1	P2
4,00987	57,67818	0,05	0,00000	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Z výsledků je patrné, že oba parametry $\hat{\alpha}$ a $\hat{\beta}$ jsou na 5% hladině významnosti statisticky významné a tudíž by měly být zahrnuty do modelu. S využitím F-testu byla také potvrzená statistická významnost modelu jako celku. Výsledné hodnoty parametrů Vašíčkova modelu a a b včetně směrodatné odchylky σ jsou zachyceny v Tab. 4.12.

Tab. 4.12 Hodnoty odhadnutých parametrů ukazatele obratu aktiv

$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	σ
-1,79530	-0,91682	1	0,91682	-1,95818	0,05220

Jak je možné vidět z Tab. 4.12, parametr *a* vyjadřující rychlost přibližování k dlouhodobé rovnováze je ve výši 0,91682. Tento parametr se pohybuje pod hodnotou 1, což znamená, že se ukazatel podproporcionálně vrací ke své dlouhodobé rovnováze. Parametr *b* pro dlouhodobou rovnováhu dosahuje hodnoty -1,95818. Směrodatná odchylka má hodnotu 0,05220.

Takto získané parametry jsou použity pro stanovení očekávané (střední) hodnoty ukazatele obratu aktiv dle vztahu (3.16). Historické a modelované hodnoty ukazatele obratu aktiv jsou také součástí Přílohy 3. V následujícím Grafu 4.5 je pak provedeno srovnání jejich vývoje za dané časové období.

Graf 4.5 Srovnání skutečných a odhadnutých hodnot ukazatele obratu aktiv

4.4.4 Náklady vlastního kapitálu

Ke stanovení nákladů na vlastní kapitál je použita stavebnicová metoda, kterou využívá Ministerstvo průmyslu a obchodu ČR. Nejprve je nutné zjistit výši nákladu celkového kapitálu nezadlužené firmy $WACC_U$ dle vztahu (2.12) a určit rizikové přirážky včetně bezrizikové sazby. Bezriziková sazba je dána jako výnos do splatnosti desetiletých státních dluhopisů a je čerpána z finančních analýz podnikové sféry nacházejících se na internetových stránkách MPO za období let 2010 – 1. pol. 2015.

Vývoj bezrizikové sazby v jednotlivých letech je zachycen v následující Tab. 4.13.

Tab. 4.13 Vývoj bezrizikové sazby za období 2010 – 1. pol. 2015 (v %)

Rok	2010	2011	2012	2013	2014	1. pol. 2015
R_F	3,71	3,79	2.31	2,26	1,58	0,60

Náklady vlastního kapitálu jsou pak vyčísleny jako součet bezrizikové sazby a rizikových přirážek dle vztahu (2.15), respektive (2.14). Je však nutné podoktnout, že konstrukce rizikových přirážek ve stavebnicovém modelu do roku 2014 vychází z ročních dat. Takto získané roční hodnoty nákladů vlastního kapitálu jsou následně upraveny na měsíční data, které jsou uvedeny v Tab. 4.14. Měsíční hodnoty v posledním sledovaném roce 2015 jsou přepočteny z pololetních dat daného roku. Podrobný postup odhadu nákladů vlastního kapitálu je součástí Přílohy č. 2.

Tab. 4.14 Vývoj měsíčních nákladů vlastního kapitálu za období 2010-1. pol. 2015 (v %)

Měsíc/Rok	**k 30. 6.**				
	2011	**2012**	**2013**	**2014**	**2015**
1.	2,75	2,74	2,30	1,38	1,53
2.	2,95	2,98	2,62	2,79	2,83
3.	1,89	1,70	2,86	1,45	1,10
4.	3,75	1,84	1,69	2,99	1,96
5.	2,21	1,85	1,71	3,31	2,00
6.	2,12	3,49	3,23	3,66	3,65
7.	1,98	1,52	1,76	2,11	3,29
8.	1,93	1,53	1,70	2,10	3,22
9.	1,94	1,50	1,66	1,92	3,40
10.	1,96	1,48	1,59	1,88	2,98
11.	1,83	1,61	1,45	1,70	2,60
12.	1,66	2,17	2,56	2,66	2,48

Z Tab. 4.14 vyplývá, že časová řada nákladů na vlastní kapitál má v jednotlivých měsících kolísavý charakter a není zde zjevná vývojová tendence. Tyto výkyvy jsou zapříčiněny především odlišnými hodnotami rizikových přirážek, které jsou při výpočtu nákladů na vlastní kapitál potřebné. Největší vliv na tomto vývoji má zejména riziková přirážka charakterizující finanční stabilitu na bázi likvidity a za obchodní podnikatelské riziko. Po celé analyzované období 2011 - 2015 se hodnoty nákladů vlastního kapitálu pohybují v intervalu 1,10 % až 3,75 %.

Na základě skutečnosti, že náklady vlastního kapitálu dosahují pouze kladných hodnot, je obdobně jako v případě ukazatele obratu aktiv a finanční páky využit geometrický tvar Vašíčkova modelu. Stejně jsou také metodou nejmenších čtverců pomocí modulu *Regrese* v programu MS Excel odhadnuty substituční parametry modelu $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, kde za nezávisle proměnnou je dosazena hodnota $ln\left(R_E\right)_{t-1}$ a za závisle proměnnou je zvolena hodnota $d\left(R_E\right)_t/\left(R_E\right)_{t-1}$.V Tab. 4.15 a Tab. 4.16 jsou zachyceny výsledky testů statistické významnosti, které byly následně nutné provést po vyčíslení vstupních parametrů modelu a, b a směrodatné odchylky σ dle rovnic (3. 23), (3. 24) a (3.26).

Tab. 4.15 Statistická významnost jednotlivých parametrů ukazatele nákladů vlastního kapitálu (t-test)

Parametr	**Hodnota parametru**	t^{krit}	t^{vyp}	**Hladina významnosti**	**Hodnota P**	**P1**	**P2**
$\hat{\alpha}$	-3,27455	2,30216	-5,86782	0,05	0,00000	**H_0 se zamítá**	**H_0 se zamítá**
$\hat{\beta}$	-0,87283	2,30216	-6,02026	0,05	0,00000	**H_0 se zamítá**	**H_0 se zamítá**

Tab. 4.16 Statistická významnost modelu jako celku ukazatele nákladů vlastního kapitálu (F-test)

F^{krit}	F^{vyp}	**Hladina významnosti**	**Hodnota P**	**P1**	**P2**
4,00987	36,24349	0,05	0,00000	**H_0 se zamítá**	**H_0 se zamítá**

Z výše uvedených tabulek je zřejmé, že oba substituční parametry jsou na zvolené 5% hladině významnosti statisticky významné, a proto je lze zahrnout do modelu. Model jako celek je na této hladině významnosti rovněž statisticky významný a je použit pro odhad ukazatele EVA.

Dopočtené parametry Vašíčkova modelu jsou zobrazeny v Tab. 4.17.

Tab. 4.17 Hodnoty odhadnutých parametrů ukazatele nákladů na vlastní kapitál

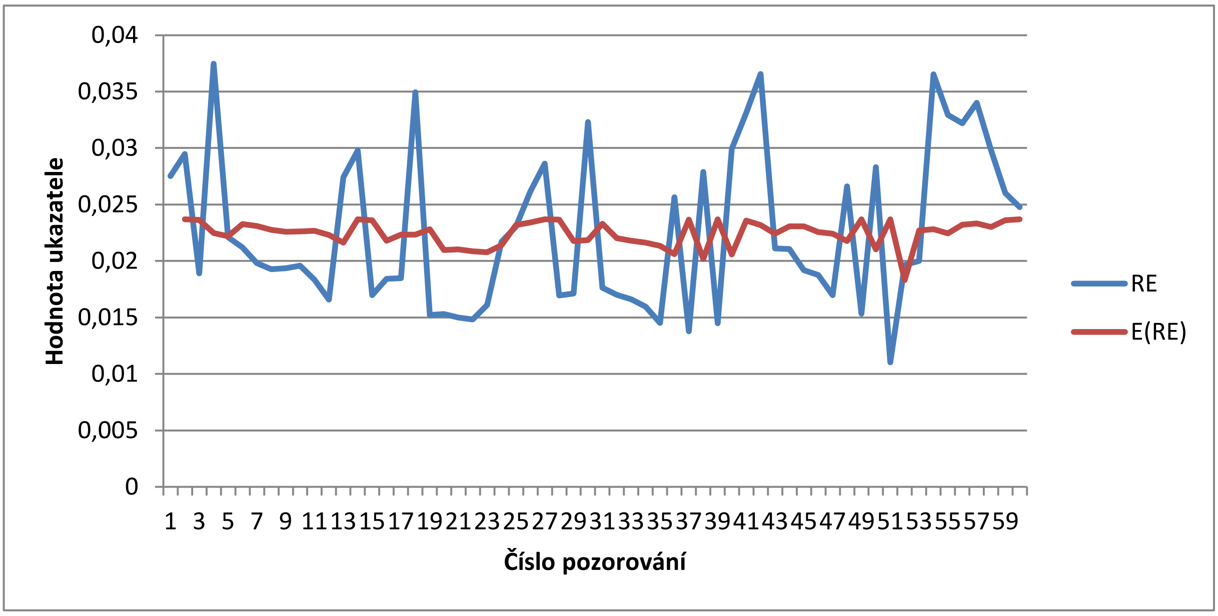
$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	σ
-3,27455	-0,87283	1	0,87283	-3,75164	0,00687

Parametru a, který představuje podproporcionální rychlost, s jakou má tendenci se hodnota nákladu vlastního kapitálu vracet ke své dlouhodobé rovnováze, je roven 0,87283. Parametr b pro vyjádření dlouhodobé rovnováhy ukazatele nákladů na vlastní kapitál dosahuje hodnoty -3,75164. Výše směrodatné odchylky ukazatele činí 0,00704.

Poté jsou očekávané hodnoty tohoto ukazatele stanoveny dle Vašíčkova modelu prostřednictvím vzorce (3.16) a jsou obsahem Přílohy 3.

Srovnání odhadnutých měsíčních hodnot se skutečnými historickými hodnotami je zobrazeno v Grafu 4.6.

Graf 4.6 Srovnání skutečných a odhadnutých hodnot ukazatele nákladů na vlastní kapitál



4.4.5 Výnos vlastního kapitálu

Ukazatel vlastního kapitálu nesplňuje podmínku stacionarity historické časové řady, neboť je zde zjevná rostoucí tendence ve vývoji. Na základě této skutečnosti je nutné převést hodnotu tohoto ukazatele na takovou veličinu, která bude jak stacionární, tak i současně bude obsahovat vlastní kapitál. Z tohoto důvodu je tedy zaveden výnos vlastního kapitálu, který je dán vztahem,

$$V_E = \frac{\Delta E}{E} = \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}}. \tag{4.1}$$

Jelikož výnos vlastního kapitálu může nabývat kladných a zároveň i záporných hodnot, je pro odhad parametrů použit aritmetický tvar Vašíčkova modelu. Podobně jako v předešlých případech ukazatelů je odhad proveden pomocí modulu *Regrese* v programu MS Excel. Za nezávisle proměnou je zvolena hodnota $(V_E)_{t-1}$ a za závisle proměnou je pak považována hodnota $d(V_E)_t$. Následně jsou dopočteny výchozí substituční parametry modelu $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, které jsou poté společně s modelem jako celek podrobeny testům statistické významnosti, jak zobrazuje Tab. 4.18 a Tab. 4.19. Hodnota směrodatné odchylky je stanovena dle vzorce (3.26).

Tab. 4.18 Statistická významnost jednotlivých parametrů ukazatele výnosu vlastního kapitálu (t-test)

Parametr	Hodnota parametru	t^{krit}	t^{vyp}	Hladina významnosti	Hodnota P	P1	P2
$\hat{\alpha}$	0,01725	2,30327	2,31707	0,05	0,02418	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá
$\hat{\beta}$	-0,97555	2,30327	-7,38291	0,05	0,00000	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Tab. 4.19 Statistická významnost modelu jako celku ukazatele výnosu vlastního kapitálu (F-test)

F^{krit}	F^{vyp}	Hladina významnosti	Hodnota P	P1	P2
4,01297	54,50730	0,05	0,00000	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Podle provedeného F- testu je model jako celek statisticky významný. Z Tab. 4.18 je patrné, že parametr $\hat{\beta}$ je na zvolené 5% hladině významnosti statisticky významný a parametr $\hat{\alpha}$ se jeví rovněž jako statisticky významný. Z takto získaných parametrů jsou pak dopočteny výchozí parametry Vašíčkova modelu a, b na základě vzorců (3.23) a (3.24) a rovněž směrodatná odchylka dle rovnice (3.26). Odhadované hodnoty parametrů výnosu vlastního kapitálu včetně směrodatné odchylky jsou zachyceny v Tab. 4.20.

Tab. 4.20 Hodnoty odhadnutých parametrů ukazatele výnosu vlastního kapitálu

$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	σ
0,01725	-0,97555	1	0,97555	0,01768	0,05309

Dlouhodobou rovnovážnou úroveň ukazatele výnosu vlastního kapitálu vyjadřuje parametr b, který dosahuje hodnoty 0,01768. Parametr a představující rychlost přibližování k této dlouhodobé rovnováze je ve výši 0,97555 a jedná se tedy o mírně podproporcionální charakter návratu k dlouhodobé rovnováze. Směrodatná odchylka činí 0,05309.

Nakonec jsou vypočtené hodnoty parametrů použity pro stanovení střední hodnoty výnosu vlastního kapitálu dle rovnice (3. 12). Historické odhadnuté hodnoty ukazatele výnosu vlastního kapitálu jsou zachyceny v Příloze 3 a přitom grafický vývoj těchto hodnot zobrazuje Graf. 4.7.

Graf 4.7 Srovnání skutečných a odhadnutých hodnot ukazatele výnosu vlastního kapitálu

4.5 Analýza mezi dílčími ukazateli – korelace a kovariance

Pro provedení predikce vývoje ukazatele ekonomické přidané hodnoty je nutné znát vzájemné vztahy a závislosti mezi jednotlivými dílčími finančními ukazateli tvořící rozklad tohoto syntetického ukazatele. Na základě toho je v diplomové práci vytvořena korelační a kovarianční matice, přičemž obě matice jsou odvozeny z reziduí mezi skutečnými a očekávanými hodnotami dle Vašíčkova modelu určených podle vztahu (3.22). Tyto hodnoty reziduí neboli odchylek jsou součástí Přílohy 7.

4.5.1 Korelace

Vzájemnou lineární závislost reziduí mezi jednotlivými sledovanými ukazateli je možné vyjádřit pomocí korelační matice. Konstrukce korelační matice je taková, že na hlavní diagonále matice jsou jedničky a mimo diagonálu pak koeficienty korelace mezi dvěma ukazateli. Koeficient korelace představuje intenzitu a směr mezi těmito dílčími ukazateli. Korelační koeficient lze získat prostřednictvím modulu *Korelace* nebo přes funkci *CORREL* v programu MS Excel, přičemž výsledné hodnoty korelačních koeficientů mezi jednotlivými finančními ukazateli v korelační matici jsou zobrazeny v následující Tab. 4.21. Čím je hodnota korelačního koeficientu v absolutní hodnotě bližší jedné, tím je závislost silnější mezi ukazateli.

Tab. 4.21 Korelační matice

	A/E	EAT/T	T/A	R_E	V_E
A/E	1	-0,21230	-0,66855	0,42804	-0,24693
EAT/T	-0,21230	1	0,37329	-0,49471	0,76984
T/A	-0,66855	0,37329	1	-0,40361	0,14787
R_E	0,42804	-0,49471	-0,40361	1	-0,45077
V_E	-0,24693	0,76984	0,14787	-0,45077	1

Z korelační matice uvedené v Tab. 4.21 je zřejmé, že mezi rezidui jednotlivých finančních ukazatelů se vyskytuje jak pozitivní, tak i negativní lineární závislost. Nejvyšší pozitivní závislost ve výši 0,76984 existuje mezi ukazateli rentability tržeb a výnosem vlastního kapitálu. To znamená, že v případě zvýšení rentability tržeb dojde také k nárůstu výnosu vlastního kapitálu. Naopak mezi ukazateli obratu aktiv a výnosem vlastního kapitálu je dosažena nejnižší pozitivní závislost, a to ve výši 0,14787. Negativní lineární závislost se nejvíce projevila u ukazatelů finanční páky a obratu aktiv ve výši -0,66855. Z této skutečnosti vyplývá, že čím vyšší bude ukazatel finanční páky, tím nižší bude obrat aktiv. Ukazatele finanční páka a rentabilita tržeb potom vykazují nejmenší negativní lineární závislost, která dosahuje hodnoty -0,21230.

4.5.2 Kovariance

Obdobně jako v případě korelace, lze statistickou závislost mezi rezidui náhodných procesů jednotlivých finančních ukazatelů určit pomocí kovariance. Nicméně v kovarianční matici se na hlavní diagonále nachází rozptyly dílčích finančních ukazatelů a mimo diagonálu kovariance mezi těmito ukazateli, jež představují vazbu mezi danými ukazateli a jejich směrodatnými odchylkami. Kovarianční matice je vypočtena pomocí modulu *COVAR* či prostřednictvím funkce *Kovariance* v programu MS Excel. Takto získané hodnoty korelační matice, zachycené v Tab. 4.24, jsou důležitým východiskem pro sestrojení Choleskeho matice *P*, kterou je potřeba znát pro simulaci ukazatele EVA ve zvoleném období.

Z následující Tab. 4.22 je patrné, že dílčí ukazatele mezi sebou vyjadřují pozitivní i negativní statistickou závislost, podobně jako v případě korelace.

Tab. 4.22 Korelační matice

	A/E	EAT/T	T/A	R_E	V_E
A/E	0,07002	-0,00884	-0,00894	0,00078	-0,00347
EAT/T	-0,00884	0,02474	0,00297	-0,00054	0,00643
T/A	-0,00894	0,00297	0,00255	-0,00014	0,00040
R_E	0,00078	-0,00054	-0,00014	0,00005	-0,00016
V_E	-0,00347	0,00643	0,00040	-0,00016	0,00282

4.6 Choleskeho dekompoziční matice

Aby bylo možné provést predikci finanční výkonnosti společnosti pomocí ekonomické přidané hodnoty pro zvolené období, je potřeba zjistit hodnoty Choleskeho matice *P*, které popisují závislosti mezi rezidui jednotlivých finančních ukazatelů. Horní trojúhelníková matice *P* je sestrojena z výše uvedené kovarianční matice, viz. Tab. 4.22 a vypočtena na základě pravidel obsažených v kapitole (3.6). Současně by mělo při její konstrukci platit, že součin dekompoziční matice *P* a transformované matice P^T dle vztahu (3.43) odpovídá kovarianční matici. Výsledné hodnoty Choleskeho dekompoziční matice *P* jsou zachyceny v Tab. 4.23.

Tab. 4.23 Choleskeho matice

	A/E	EAT/T	T/A	R_E	V_E
A/E	0,08192	-0,06145	-0,20417	0,13191	0,01669
EAT/T	0	0,17680	0,18850	-0,12733	0,00562
T/A	0	0	0,47865	-0,04533	-0,00653
R_E	0	0	0	0,27871	0,00118
V_E	0	0	0	0	0,05893

4.7 Rovnice vysvětlujících ukazatelů pro simulaci

V předešlé kapitole (4.5) byly dle Vašíčkova modelu učiněny odhady dílčích finančních ukazatelů. Následně je možné přistoupit k určení vstupních dat pro predikci finanční výkonnosti podniku a vytvoření jednotlivých simulačních rovnic. Těmito výchozími daty pro predikci ukazatele EVA jsou parametry a, b, směrodatná odchylka σ a také parametr Δt, který je roven jedné, neboť analyzovaná data jsou měsíční a změny mezi hodnotami jsou rovněž měsíční. V následující Tab. 4.24 jsou uvedeny hodnoty vstupních parametrů jednotlivých modelů.

Tab. 4.24 Vstupní data pro simulaci Monte Carlo

	a	**b**	σ	Δt	**Typ procesu**
A/E	0,18991	1,17581	0,26622	1	GVM
EAT/T	1,01287	0	0,18720	1	AVM
T/A	0,91682	-1,95818	0,05220	1	GVM
R_E	0,87283	-3,75164	0,00687	1	GVM
V_E	0,97555	0,01768	0,05309	1	AVM

Z výše uvedených parametrů jednotlivých modelů, viz. Tab. 4.26., lze provést simulaci Monte Carlo. Nicméně před tímto krokem jsou vymezeny simulační rovnice modelů pro jednotlivé finanční ukazatele tvořících rozklad syntetického ukazatele EVA. Východiskem při stanovení těchto rovnic jsou předem určené vztahy (3.13) a (3.17), které definují jednotlivé procesy a obsahují hodnoty odhadovaných parametrů.

Ukazatel finanční páky se vyvíjí dle geometrického tvaru Vašíčkova modelu a tento proces dopočtenými parametry je možné specifikovat takto,

$$\left(\frac{A}{E}\right)_t = \left(\frac{A}{E}\right)_{t-1} \cdot EXP\left[0{,}18991 \cdot \left(1{,}17581 - \ln\left(\frac{A}{E}\right)_{t-1}\right) \cdot \Delta t + 0{,}26622 \cdot \right]. \qquad (4.2)$$

Pro ukazatel rentability tržeb stanoveného pomocí aritmetického tvaru Vašíčkova modelu lze simulační rovnici definovat následovně,

$$\left(\frac{EAT}{T}\right)_t = \left(\frac{EAT}{T}\right)_{t-1} + 1{,}01287 \cdot \left(0 - \left(\frac{EAT}{T}\right)_{t-1}\right) \cdot \Delta t + 0{,}18720 \cdot \quad . \qquad (4.3)$$

V případě ukazatele obratu aktiv je podoba simulační rovnice odvozena z geometrického tvaru Vašíčkova modelu a vypadá jako,

$$\left(\frac{T}{A}\right)_t = \left(\frac{T}{A}\right)_{t-1} \cdot EXP\left[0{,}91682 \cdot \left(-1{,}95818 - \ln\left(\frac{T}{A}\right)_{t-1}\right) \cdot \Delta t + 0{,}05220 \cdot \right]. \qquad (4.4)$$

U ukazatele nákladů vlastního kapitálu odpovídá simulační rovnice na základě užití geometrické podoby Vašíčkova modelu následujícímu vztahu,

$$\left(R_E\right)_t = \left(R_E\right)_{t-1} \cdot EXP\left[0{,}87283 \cdot \left(-3{,}75164 - \ln\left(R_E\right)_{t-1}\right) \cdot \Delta t + 0{,}00687 \cdot \right]. \qquad (4.5)$$

Vzhledem ke skutečnosti, že ukazatel výnosu vlastního kapitálu může nabývat jak kladných, tak i záporných hodnot, je u tohoto ukazatele využita aritmetická podoba Vašíčkova modelu. Přitom simulační rovnici je možné pak určit následujícím způsobem,

$$\left(V_E\right)_t = \left(V_E\right)_{t-1} + 0,97555 \cdot \left(0,01768 - \left(V_E\right)_{t-1}\right) \cdot \Delta t + 0,05309 \cdot \tilde{\varepsilon} \quad . \tag{4.6}$$

Ještě před samotným určením simulované výše měsíční ekonomické přidané hodnoty je zapotřebí dopočíst absolutní hodnotu vlastního kapitálu, a to dle rovnice,

$$E_t = E_{t-1} \cdot \left(1 + V_E\right). \tag{4.7}$$

4.8 Odhad budoucí hodnoty ukazatele EVA

Tato část práce obsahuje odhad možného budoucího vývoje ukazatele EVA na bázi zúženého hodnotového rozpětí pomocí simulace Monte Carlo, a to pro 12 následujících měsíců hospodářského roku 2016. K predikci ukazatele EVA je využit základní vztah (2.25) pro Du Pontův rozklad syntetického ukazatele. Přičemž vývoj budoucích hodnot jednotlivých finančních ukazatelů vstupujících do tohoto rozkladu je popsán prostřednictvím stochastického Vašíčkova procesu, který zahrnuje náhodnou složku (reziduum) a rovněž volatilitu.

Podstata simulační metody Monte Carlo spočívá v generování velkého množství scénářů zahrnujících odlišné hodnoty náhodné veličiny z normovaného normálního rozdělení $N(0;1)$. K zajištění dostatečné statistické věrohodnosti je simulace provedena pro 5 000 scénářů a pro každou z řad těchto pokusů je generováno 5 náhodných čísel, neboť je odhadováno 5 dílčích finančních ukazatelů. Poté ze získaných odhadovaných hodnot jsou stanoveny statistické charakteristiky a ekvidistantní intervaly s přiřazeným pravděpodobnostním výskytem hodnoty ukazatele ekonomické přidané hodnoty pro následující období.

4.8.1 Simulace ukazatele EVA pro 1. měsíc 2016

Vstupní data nezbytná pro simulaci ukazatele ekonomické přidané hodnoty v prvním měsíci predikce jsou poslední známé reálné hodnoty, tedy hodnoty dostupné z měsíce červen hospodářského roku 2015.

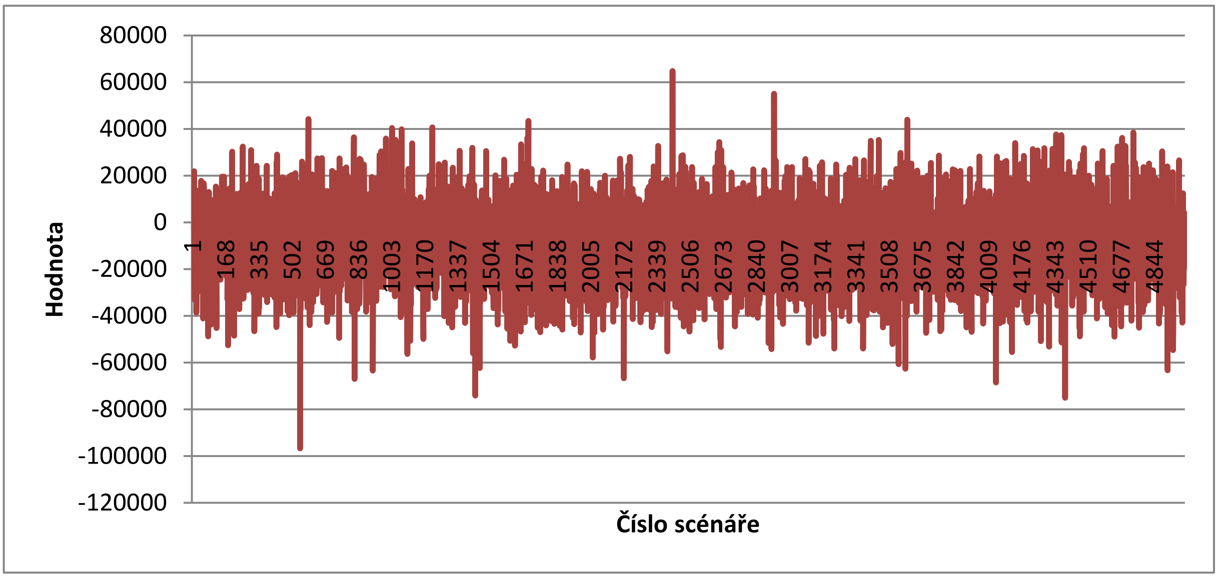
Tyto výchozí hodnoty využité při simulaci hodnot dílčích finančních ukazatelů jsou uvedeny v následující Tab. 4.25.

Tab. 4.25 Vstupní data pro simulaci

Ukazatel	**Výchozí hodnota**
A/E	2,84727
EAT/T	-0,02729
T/A	0,23512
R_E	0,02478
V_E	-0,01303
E (v tis. Kč)	293 153

Při simulaci ukazatele EVA je potřeba provést několik kroků. Pomocí modulu *Generátoru pseudonáhodných čísel* v programu MS Excel je nejprve vygenerováno pět řad náhodných čísel z normovaného normálního rozdělení $N(0;1)$. Z důvodu zabezpečení statistické věrohodnosti zahrnuje každý vektor náhodných proměnných 5 000 scénářů. Následně je těchto pět vektorů náhodných proměnných vynásobeno Choleskeho maticí *P*, která je zachycena v Tab. 4.25. Na základě tohoto kroku jsou dopočteny vektory závislých náhodných proměnných označených jako $\tilde{}$, kterými jsou zohledněny vzájemné vazby mezi jednotlivými finančními ukazateli tvořících rozklad ukazatele EVA. Dle dříve definovaných simulačních rovnic dílčích ukazatelů je nakonec dopočten samotný odhad vývoje ekonomické přidané hodnoty. Tímto krokem pak vzniká jako výsledek pět tisíc vygenerovaných simulovaných možných hodnot ekonomické přidané hodnoty pro první měsíc predikce, kde tyto jednotlivé pokusy simulace zobrazuje Graf 4.8.

Graf 4.8 Hodnoty simulovaného vývoje ukazatele EVA pro 1. měsíc 2016



Dále jsou po odhadu ukazatele EVA určeny také jeho základní charakteristiky rozdělení pravděpodobnosti pro 1. měsíc 2016 jako jsou střední hodnota, směrodatná odchylka, minimální a maximální simulovaná hodnota, a to včetně stanovení četnosti výskytu hodnot v rámci definovaných ekvidistantních intervalů.

Vypočtené hodnoty charakteristik jsou zachyceny v Tab. 4.26.

Tab. 4.26 Vypočtené hodnoty základních charakteristik predikovaného ukazatele EVA pro 1. měsíc 2016

Střední hodnota $E(EVA)$	**Směrodatná odchylka** σ	**Minimální EVA** $(EVA)_{\min}$	**Maximální EVA** $(EVA)_{\max}$
-8 657,90	15 541,09	-96 798,90	64 727,92

Z Tab. 4.26 je patrné, že střední hodnota simulovaných hodnot ukazatele EVA pro 1. měsíc predikce dosahuje hodnoty -8 657,90 tis. Kč. Směrodatná odchylka ve výši 15 541,09 tis. Kč představuje, jak se simulované hodnoty liší od střední hodnoty. Minimální hodnota simulovaného souboru dat představuje zápornou úroveň ekonomické přidané hodnoty ve výši -96 798,90 tis. Kč. Naopak nejvyšší hodnota získána simulací ukazatele EVA činí 64 727,92 tis. Kč.

Další významnou statistickou charakteristikou vygenerovaného souboru je rozdělení pravděpodobnosti vývoje odhadovaného ukazatele EVA. Nejdříve je potřeba určit minimální a maximální hodnotu odhadovaného ukazatele. Poté mezi tyto odhadované hodnoty stanovit meze dílčích intervalů souboru, které vychází z ekvidistantního intervalu vymezeného pro dvacet dílčích intervalů. K tomuto účelu je využita funkce *ČETNOSTI(Data;Hodnoty)* v programu MS Excel, kde *Data* zastupují uspořádané jednotlivé predikované hodnoty ukazatele EVA a *Hodnoty* pak představují meze vybraných ekvidistantních intervalů.

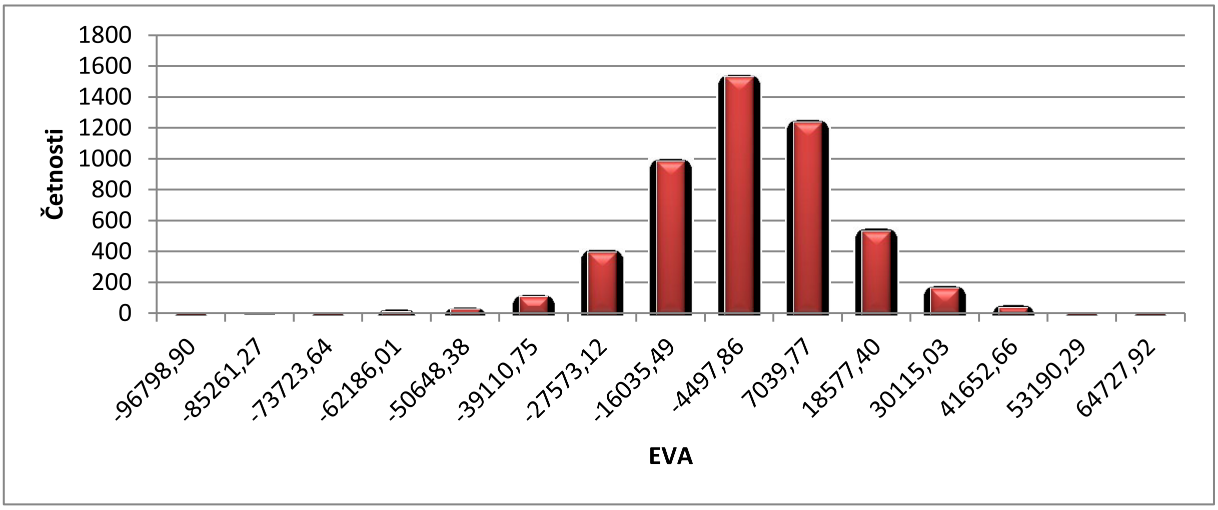
Rozdělení pravděpodobnosti simulovaných hodnot ukazatele EVA pro 1. měsíc predikce je uvedeno v Tab. 4.27.

Tab. 4.27 *Výsledné hodnoty rozdělení četnosti pro 1. měsíc 2016*

	EVA (v tis. Kč)	Četnost výskytu	Pravděpodobnost (v %)
min	-96 798,90	1	0,02%
	-85 261,27	0	0,00%
	-73 723,64	2	0,04%
	-62 186,01	7	0,14%
	-50 648,38	21	0,42%
	-39 110,75	102	2,04%
	-27 573,12	393	7,86%
	-16 035,49	982	19,64%
	-4 497,86	1 528	30,57%
	7 039,77	1 235	24,70%
	18 577,40	530	10,60%
	30 115,03	159	3,18%
	41 652,66	35	0,70%
	53 190,29	3	0,06%
max	64 727,92	1	0,02%
	Celkem	5 000	100,00
	Ekvidistantní interval (v tis. Kč)	11 537,63	

Velikost ekvidistantního intervalu dle Tab. 4.27 je pro 1. měsíc predikce ve výši 11 537,63 tis. Kč. Budoucí hodnota ukazatele EVA se bude s největší pravděpodobností 30,57 % pohybovat v rozmezí od -16 035,49 tis. Kč do -4 497,86 tis. Kč, neboť se v tomto intervalu vyskytuje 1 528 hodnot ze všech 5 000 simulovaných hodnot. Následující Graf 4.9 zobrazuje četnosti výskytu predikované hodnoty ukazatele EVA, a to pro 1. měsíc predikce.

Graf 4.9 *Rozdělení četnosti ukazatele EVA pro 1. měsíc 2016 (v tis. Kč)*

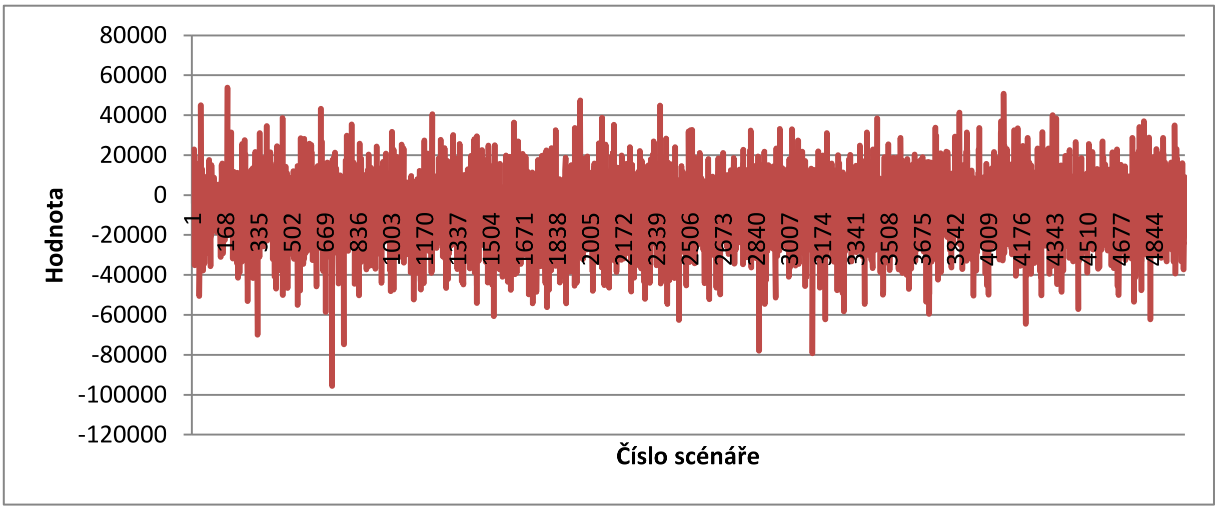


4.8.2 Simulace ukazatele EVA pro 2. měsíc 2016

Postup při predikci ukazatele EVA pro 2. měsíc 2016 je podobný jako v případě simulace hodnot pro 1. měsíc 2016. Shodné zůstávají hodnoty vstupních parametrů modelů a rovněž podoba jednotlivých simulačních rovnic. Hlavní rozdíl v postupu nastává pouze při určení vstupních dat dílčích finančních ukazatelů. Za výchozí hodnoty pro simulaci jsou považovány data, kdy je ke každému scénáři přiřazena příslušná simulovaná hodnota pro jednotlivé finanční ukazatele z předchozího měsíce a ne poslední skutečné hodnoty jako v případě 1. měsíce predikce. Konkrétně při simulaci pro druhý měsíc se jedná o nasimulované údaje všech 5 000 scénářů dílčích finančních ukazatelů z prvního měsíce predikce.

Před odhadem dílčích finančních ukazatelů je v případě predikce ukazatele EVA pro 2. měsíc 2016 nejprve nutné vygenerovat náhodná čísla $\tilde{\varepsilon}$ z normovaného normálního rozdělení $N(0;1)$, a to prostřednictvím modulu *Generátoru pseudonáhodných čísel*. Tyto náhodné proměnné jsou opět vynásobeny Choleskeho maticí *P*, a to pro zahrnutí vzájemných závislostí mezi jednotlivými ukazateli. Jednotlivé simulované hodnoty ukazatele EVA pro 2. měsíc predikce zachycuje Graf 4.10.

Graf 4.10 Hodnoty simulovaného vývoje ukazatele EVA pro 2. měsíc 2016



Obdobně jako v předcházejícím případě simulace ukazatele EVA pro 1. měsíc 2016 je možné výsledné predikované hodnoty ekonomické přidané hodnoty pro druhý měsíc vyhodnotit pomocí charakteristik matematické statistiky. Vypočtené hodnoty charakteristik v podobě střední hodnoty, směrodatné odchylky, minimální a maximální hodnoty ukazatele obsahuje Tab. 4.28.

Tab. 4.28 Vypočtené hodnoty základních charakteristik predikovaného ukazatele EVA pro 2. měsíc 2016

Střední hodnota $E(EVA)$	**Směrodatná odchylka** σ	**Minimální EVA** $(EVA)_{\min}$	**Maximální EVA** $(EVA)_{\max}$
-7 990,13	14 953,00	-95 647,56	53 823,19

Z výše uvedené Tab. 4.28 vyplývá, že výše střední predikované hodnoty ukazatele EVA je -7 990,13 tis. Kč a došlo k jejímu navýšení o 667,78 tis. Kč oproti prvnímu měsíci predikce. Směrodatná odchylka, která vyjadřuje odchylku hodnot od střední hodnoty, je v porovnání s předchozím měsícem nižší a dosahuje hodnoty 14 953,00 tis. Kč. Maximální predikovaná hodnota ukazatele EVA poklesla a její výše činí 53 823,19 tis. Kč. Minimální hodnota ukazatele EVA dosahuje také nižší záporné hodnoty oproti simulovanému prvnímu měsíci, a to ve výši -95 647,56 tis. Kč.

U statistické charakteristiky pro stanovení četnosti výskytu ukazatele v rámci určených ekvidistantních intervalů je postupováno obdobně jako u 1. měsíce 2016. Nejprve je tedy nutné stanovit minimální a maximální hodnotu ze všech simulovaných hodnot ukazatele EVA a dále určit velikost ekvidistantního intervalu, prostřednictvím kterého je simulovaný ukazatel rozdělen do patnácti vymezených intervalů a dopočteny meze dílčích intervalů souboru. Četnosti výskytu simulovaných hodnot v jednotlivých intervalech jsou opět zjištěny pomocí funkce *ČETNOSTI(Data;Hodnoty*) v programu MS Excel. Přitom *Data* zastupují jednotlivé odhadované hodnoty ukazatele EVA a *Hodnoty* vyjadřují meze zvolených intervalů.

Výsledné hodnoty pravděpodobnostního rozložení jsou součástí následující Tab. 4.29.

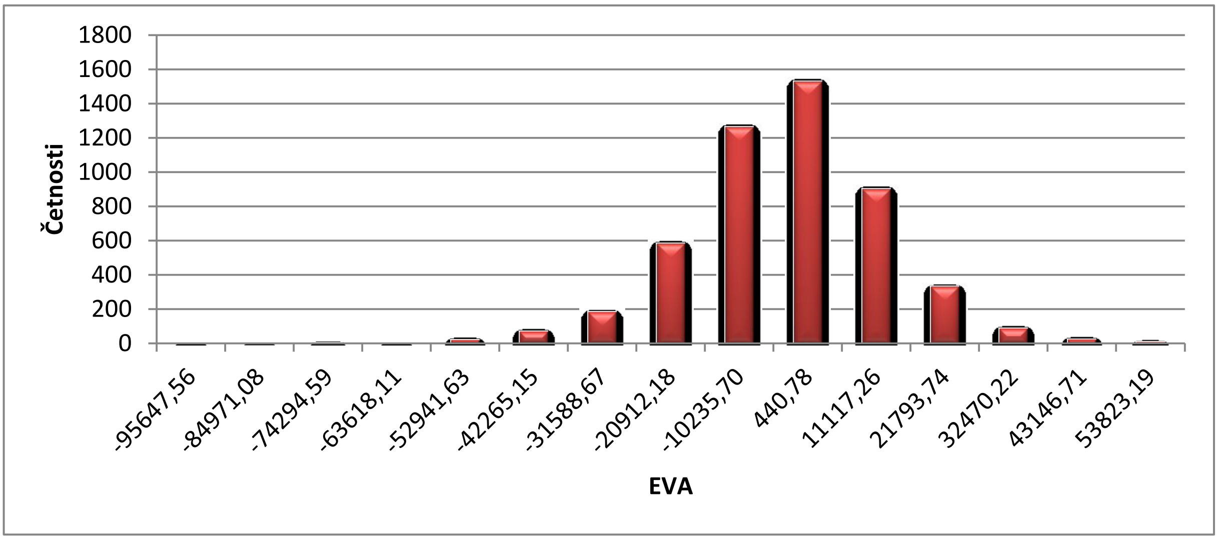
Z Tab. 4.29 je patrné, že velikost ekvidistantního intervalu je pro 2. měsíc predikce 10 676,48 tis. Kč. S největší pravděpodobností 30,58 % se bude výsledná úroveň predikované ekonomické přidané hodnoty nacházet v intervalu -10 235,70 tis. Kč až 440,78 tis. Kč, protože v tomto intervalu leží 1 529 simulovaných hodnot.

Tab. 4.29 Výsledné hodnoty rozdělení četnosti pro 2. měsíc 2016

	EVA (v tis. Kč)	Četnost výskytu	Pravděpodobnost (v %)
min	-95 647,56	1	0,02%
	-84 971,08	0	0,00%
	-74 294,59	3	0,06%
	-63 618,11	2	0,04%
	-52 941,63	19	0,38%
	-42 265,15	69	1,38%
	-31 588,67	182	3,64%
	-20 912,18	583	11,66%
	-10 235,70	1 264	25,28%
	440,78	1 529	30,58%
	11 117,26	901	18,02%
	21 793,74	331	6,62%
	32 470,22	86	1,72%
	43 146,71	24	0,48%
	53 823,19	6	0,12%
max	-95 647,56	6	0,12%
	Celkem	5 000,00	100,00
	Ekvidistantní interval (v tis. Kč)	10 676,48	

Rozdělení pravděpodobnosti výskytu predikovaného ukazatele pro druhý měsíc predikce je zobrazeno v Grafu 4.11.

Graf 4.11 Hodnoty simulovaného vývoje ukazatele EVA pro 2. měsíc 2016



4.8.3 Simulace ukazatele EVA pro 1. až 12. měsíc 2016

Při predikci vývoje ukazatele EVA pro následující měsíce je postupováno obdobně jako v případě simulace prvního a druhého měsíce roku 2016. Základem pro simulaci ve všech dalších měsících jsou opět shodné parametry Vašíčkova modelu a také podoba jednotlivých simulačních rovnic. Vstupní údaje vychází vždy ze simulované hodnoty příslušného scénáře předcházejícího měsíce.

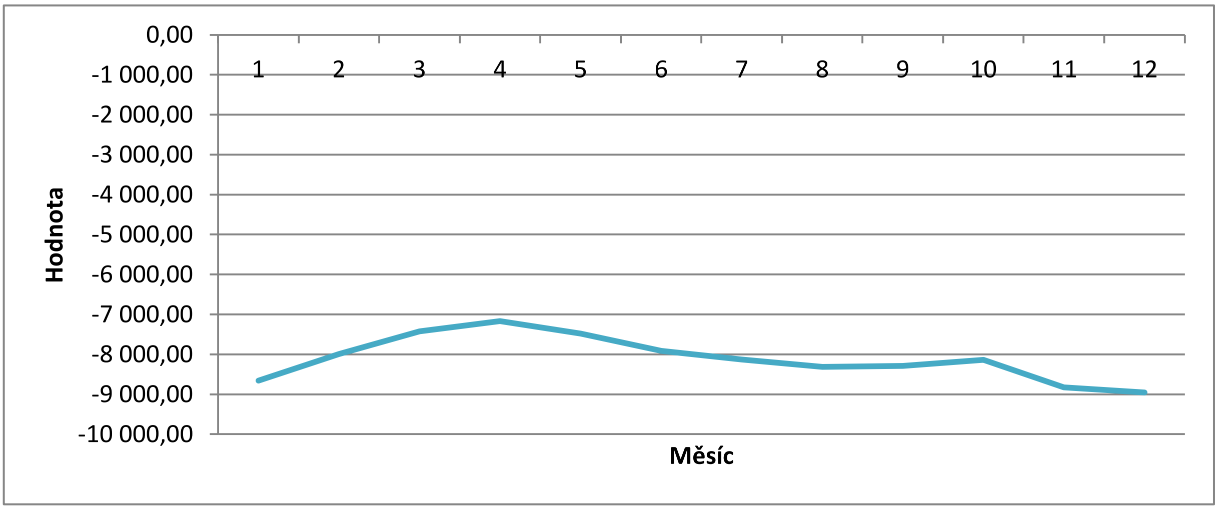
Každý měsíc predikce je taktéž potřeba charakterizovat pomocí jednotlivých vybraných statistických charakteristik, a to proto, aby bylo možné stanovit pět tisíc pravděpodobných hodnot ukazatele ekonomické přidané hodnoty. Jedná se tedy o střední hodnotu, směrodatnou odchylku, minimální a maximální hodnotu, jejichž vypočtené hodnoty jsou obsaženy v Tab. 4.30. Avšak pro lepší přehlednost jsou součástí prezentovaných hodnot rovněž výsledné hodnoty za první dva měsíce predikce.

Tab. 4.30 Vypočtené hodnoty základních charakteristik predikovaného ukazatele EVA pro 1. Až 12. měsíc 2016

Měsíc	Střední hodnota $E(EVA)$	Směrodatná odchylka σ	Minimální EVA $(EVA)_{min}$	Maximální EVA $(EVA)_{max}$
1.	-8 657,90	15 541,09	-96 798,90	64 727,92
2.	-7 990,13	14 953,00	-95 647,56	53 823,19
3.	-7 427,45	14 281,48	-84 744,68	74 257,10
4.	-7 170,40	14 796,60	-79 497,89	62 169,78
5.	-7 484,33	15 125,66	-101 933,85	73 223,82
6.	-7 910,49	15 392,85	-112 206,86	74 072,78
7.	-8 128,22	15 819,21	-132 998,04	73 920,14
8.	-8 316,46	16 591,05	-140 883,98	64 739,30
9.	-8 287,15	16 293,57	-84 407,34	80 590,67
10.	-8 141,61	16 882,93	-107 424,69	89 953,84
11.	-8 829,99	16 718,97	-86 795,05	70 719,48
12.	-8 955,47	17 202,23	-120 220,38	83 359,09

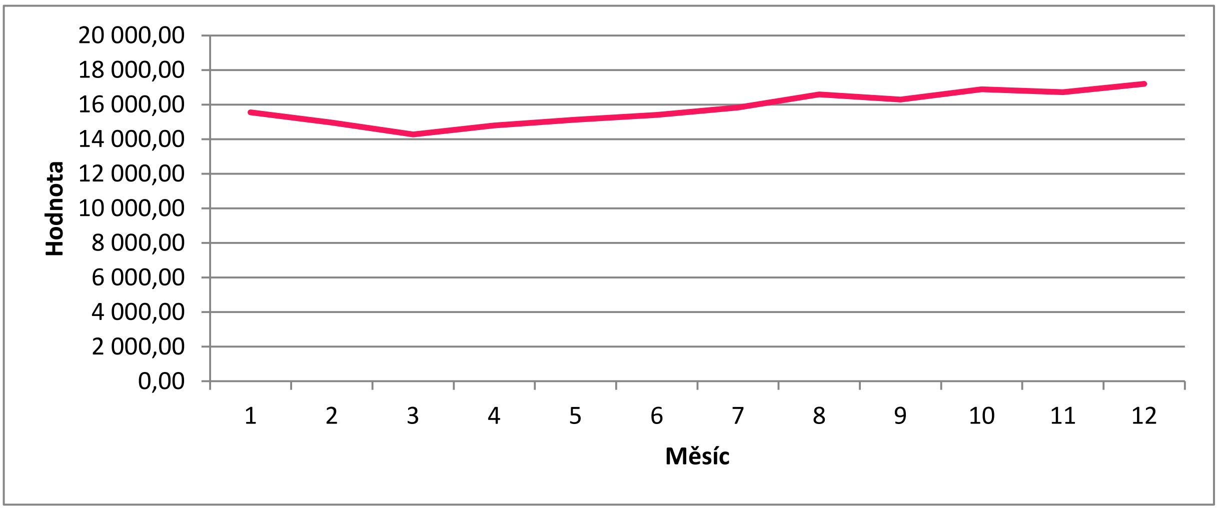
Z následující Tab. 4.30 je zřejmé, že vývoj predikované střední hodnoty ukazatele EVA v jednotlivých měsících kolísá. Negativně lze hodnotit skutečnost, že je ve všech měsících její hodnota záporná. Nejnižší střední hodnota ekonomické přidané hodnoty je dosažena ve 12. měsíci 2016 ve výši -8 955,47 tis. Kč. Naopak nejvyšší predikovaná hodnota -7 170,40 tis. Kč je zaznamenána ve 4. měsíci 2016. Nicméně negativně je také možné považovat její vývoj, který má mírné klesající trend od 4. měsíce predikce. Tento patrný klesající trend lze odůvodnit na základě použití Vašíčkova modelu, jehož předpokladem je tendence návratu hodnot modelu k dlouhodobé rovnováze. Predikovaná hodnota ekonomické přidané hodnoty pro první měsíc vychází ze slabší finanční výkonnosti společnosti z předešlého měsíce, a proto dosahuje záporné hodnoty. Postupný odhadovaný vývoj střední hodnoty v následujících dvanácti měsících je zobrazen v Grafu 4.12.

Graf 4.12 Vývoj střední hodnoty predikovaného ukazatele EVA (v tis. Kč)



V Grafu 4.13 je znázorněn vývoj predikované směrodatné odchylky ukazatele ekonomické přidané hodnoty, který má od 3. měsíce 2016 vzestupný trend. Tuto skutečnost je možné zdůvodnit tak, že směrodatná odchylka znázorňující volatilitu vyjadřuje míru rizika. Tudíž predikce ukazatele na delší časový horizont je spojena s větším rizikem, neboť s rostoucím časem se zvyšuje nepřesnost předpovědi jak vrcholového ukazatele EVA, tak i vývoje dílčích finančních ukazatelů. Vývoj predikované směrodatné odchylky ukazatele EVA je zachycen v Grafu 4.13.

Graf 4.13 Vývoj směrodatné odchylky predikovaného ukazatele EVA (v tis. Kč)

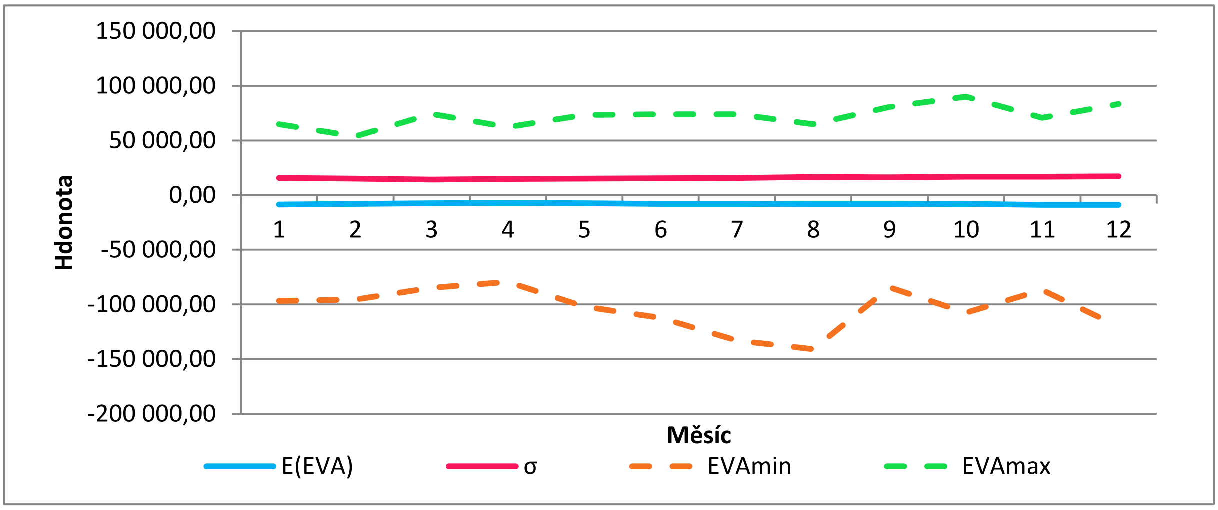


Nejnižší hodnota predikované směrodatné odchylky je vykazována v 3. měsíci 2016 a nejvyšší hodnota pak ve 12. měsíci predikce.

V Grafu 4.14 lze vidět, kromě výše popsaného vývoje predikované střední hodnoty a směrodatné odchylky, také minimální a maximální hodnoty ukazatele EVA, které v průběhu predikovaného období kolísají. V jednotlivých měsících jsou meze mezi minimální a maximální hodnotou odlišné, dochází jak k jejich přibližování, tak i oddalování těchto hodnot. Určité rozšiřování těchto mezí v čase je možné pozorovat od 4. a poté od 11. měsíce 2016. ejnižší minimální hodnota predikovaného ukazatele EVA je naměřena ve 3. měsíci 2016 v hodnotě -143 891,90 tis. Kč. Na druhou stranu nejvyšší maximální hodnota je zaznamenána ve výši 104 581,66 tis. Kč, a to ve 12. měsíci predikce.

V následujícím Grafu 4.14 je zobrazen vývoj všech zjištěných základních statistických charakteristik ukazatele EVA.

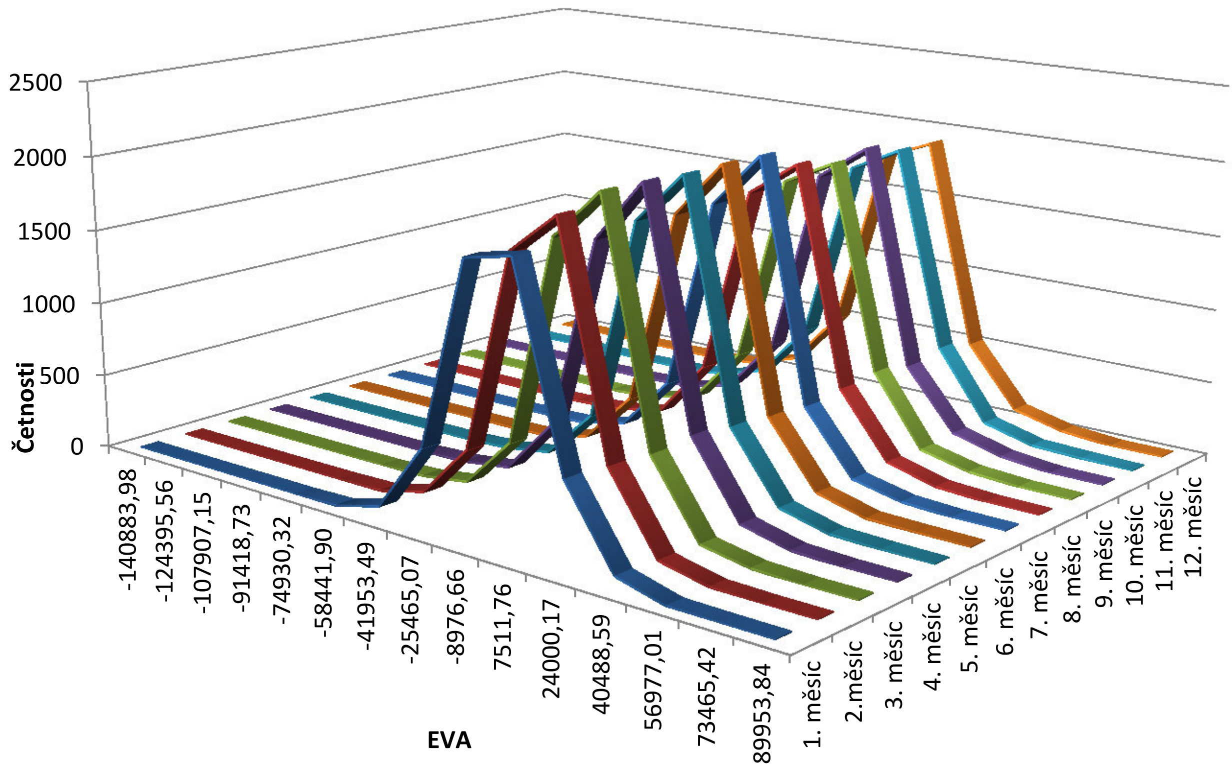
Graf 4.14 Vývoj jednotlivých statistických charakteristik ukazatele EVA (v tis. Kč)



Závěrečným nástrojem pro zhodnocení jednotlivých odhadovaných hodnot ukazatele EVA je vyjádření četností výskytu hodnot ukazatele pomocí ekvidistantních intervalů. Přitom ekvidistantní intervaly jsou stanoveny prostřednictvím minimální a maximální predikované hodnoty za všech dvanáct měsíců. Obdobně jako v případě četností zjišťovaných na úrovni jednotlivých měsíců jsou výchozími daty pro funkci *ČETNOSTI(Data;Hodnoty)* v programu MS Excel opět simulované hodnoty za jednotlivé měsíce predikce a za hodnoty jsou dosazeny jednotlivé meze ekvidistantního intervalu.

V následujícím Grafu 4.15 je zachycena hustota rozdělení pravděpodobnosti ukazatele EVA v jednotlivých měsících.

Graf 4.15 Rozložení četností výskytu ukazatele EVA (v tis. Kč) v jednotlivých měsících



Jak je patrné z Grafu 4.15 a rovněž z dat obsažených v Příloze 6, pět tisíc simulovaných hodnot ukazatele EVA v jednotlivých měsících nabývá jak kladných, tak i záporných hodnot. S největší pravděpodobností výskytu se ve všech sledovaných období vyskytují odhadované měsíční hodnoty ekonomické přidané hodnoty v intervalu $\langle -8\,976{,}66; 7\,511{,}76 \rangle$. Také je zřejmé, že v tomto intervalu se pohybují veškeré predikované střední hodnoty ukazatele. Na základě této skutečnosti a vývoje střední hodnoty predikovaného ukazatele EVA, která ve všech jednotlivých predikovaných měsících dosahuje záporných hodnot, je možné konstatovat, že společnost BIKE FUN International s. r. o. bude v následujícím roce 2016 s největší pravděpodobností vykazovat zápornou hodnotu ekonomické přidané hodnoty a tudíž nebude tvořit hodnotu pro vlastníky společnosti.

4.9 Zhodnocení výsledků predikovaného vývoje ukazatele EVA

V této části diplomové práce je provedeno souhrnné zhodnocení dosažených výsledků predikce finanční výkonnosti podniku vycházející z koncepce ekonomické přidané hodnoty na bázi zúženého hodnotového rozpětí (EVA-Equity), která je zaměřena na měření výkonnosti z pohledu vlastníků. K odhadu vývoje ukazatele EVA byla využita simulační metoda Monte Carlo. Výchozími daty byly měsíční reálné údaje, které byly převzaty z finančních výkazů společnosti BIKE FUN International s. r. o. za období 2011 – 2015. Nutno podotknout, že společnost používá hospodářský rok od července do června vzhledem k návaznosti na sezónnost jejího podnikání. Aby bylo možné zjistit predikovanou ekonomickou přidanou hodnotu, byl aplikován její rozklad na zvolené dílčí ukazatele, které se tak staly vstupními veličinami pro simulaci. Náklady na vlastní kapitál byly stanoveny pomocí stavebnicové metody využívané Ministerstvem průmyslu a obchodu ČR. U vlastního kapitálu bylo potřeba provést úpravu na stacionární tvar z důvodu použití zvolené simulační metody.

Na základě historických měsíčních časových řad byly nejprve prostřednictvím metody nejmenších čtverců získány základní parametry Vašíčkova modelu, jak v aritmetické, tak geometrické verzi a tento model se tak stal východiskem pro odhad jednotlivých finančních ukazatelů. Dle statistické verifikace jednotlivých vstupních parametrů bylo však zjištěno, že v případě ukazatele rentability tržeb parametr $\hat{\alpha}$ se jevil na zvolené hladině významnosti jako statisticky nevýznamný a nemohl tak být zařazen do modelu. Vhledem k této skutečnosti byla provedena druhá regrese, kde za tento statisticky nevýznamný parametr byla dosazena nula. Následně pro vyjádření vzájemných závislostí mezi finančními ukazateli a jejich rezidui náhodných procesů byl aplikován Choleskeho algoritmus, který se stal významnou součástí stanovených rovnic pro simulaci. V rámci zabezpečení dostatečné statistické věrohodnosti byla provedena simulace pro 5 000 scénářů, kdy pro každou z těchto řad pokusů bylo generováno 5 náhodných čísel. Nakonec prostřednictvím jednotlivých dílčích kroků simulace byl výsledkem odhad náhodného možného vývoje predikovaného ukazatele ekonomické přidané hodnoty na období následujících dvanáct měsíců hospodářského roku 2016.

Z provedené simulace je patrné, že odhadované hodnoty ukazatele EVA v jednotlivých měsících nabývají jak záporných, tak i kladných hodnot. S největší pravděpodobností výskytu se ve všech sledovaných období vyskytují predikované měsíční hodnoty v intervalu od -8 976,66 tis. Kč do 7 511,76 tis. Kč. V tomto intervalu se rovněž pohybují všechny predikované střední hodnoty ukazatele. I přesto však tento interval má svou mez z větší části v záporných číslech. Negativně je také možné hodnotit výši střední hodnoty, která je po celé predikované období vždy záporná. Dle těchto skutečností je tedy možné tvrdit, že společnost BIKE FUN International s. r. o. bude s největší pravděpodobností ve většině z následujících dvanácti měsíců dosahovat záporných hodnot ukazatele EVA a nebude tak vytvářet hodnotu pro své vlastníky. Nicméně v některých měsících predikovaného období je možné také předpokládat kladné hodnoty. Je to dáno také tím, že jsou ve společnosti neustále rozšiřovány výrobní kapacity, uváděny nové modely na trh, např. sportovní horská elektrokola a rovněž díky očekávání navýšení objednávek od klíčových zákazníků.

Vývoj směrodatné odchylky predikovaného ukazatele EVA vykazuje od 3. měsíce 2016 rostoucí trend. Důvodem je zejména fakt, že simulace na delší časový horizont je spojena s větším rizikem, neboť s rostoucím časem se zvyšuje nejistota předpovědi vývoje finančních ukazatelů. Nejnižší hodnota predikované směrodatné odchylky ukazatele vyjadřující odchylku hodnot od střední hodnoty je dosažena ve 3. měsíci 2016 ve výši 14 281,48 tis. Kč. Naopak nejvyšší hodnota je pak zaznamenána v posledním 12. měsíci a činí 17 202,23tis. Kč.

Z historických hodnot ekonomické přidané hodnoty bylo zřejmé, že záporné hodnoty ukazatele byly po celé sledované období dosahovány zpravidla v první polovině jednotlivých let a naopak kladné pak spíše převažovaly v druhé polovině. Nepříznivé výsledky byly způsobeny především vykazovanou ztrátou společnosti v první polovině jednotlivých let, která se promítla do záporné hodnoty rentability vlastního kapitálu a také vysoké náklady v podobě výkonové spotřeby podniku ve srovnání s tržbami. Pozitivní hodnoty ve druhé polovině jednotlivých let byly zapříčiněny zejména vysokou hodnotou čistého zisku vlivem růstu tržeb z prodeje vlastních výrobků a služeb vzhledem k nákladovosti výroby. Je také nutné poznamenat, že na vývoj ukazatele EVA v jednotlivých měsících každého roku má vliv sezónnost výroby, kdy zahájením hlavní prodejní sezóny je právě druhá polovina daného hospodářského roku.

4.9.1 Doporučení pro management společnosti

Management podniku by měl být tedy připraven reagovat na pravděpodobné situace vývoje ukazatele EVA a přijmout potřebná opatření, která by vedla k růstu a tvorbě hodnoty pro jeho vlastníky. Jelikož je v této práci stanovena ekonomická přidaná hodnota na bázi zúženého hodnotového rozpětí, je výkonnost podniku především ovlivněna rentabilitou vlastního kapitálu, náklady na vlastní kapitál a hodnotou vlastního kapitálu. Z tohoto důvodu by měla být pozornost zaměřena na zvýšení rentability vlastního kapitálu a snížení nákladů vlastního kapitálu.

Ukazatel rentability vlastního kapitálu vyjadřuje výnosnost vlastního kapitálu vloženého vlastníky podniku, a tedy i jejich zhodnocení v zisku. Proto, aby došlo k navýšení hodnoty ukazatele EVA, měl by se management podniku snažit o růst zisku, a to při konstantním objemu vlastního kapitálu a nákladech na tento kapitál. Čistý zisk je ve společnosti ovlivněn především tržbami z prodeje vlastních výrobků a služeb a výkonovou spotřebou. K navýšení tržeb je možné přispět aktivitami jako např. podpora prodeje formou nové marketingové strategie a propagace (sponzoring, distributorský meeting, prezentace produktů na mezinárodních veletrzích), zachování růstu průměrné ceny kola ve srovnání s předešlým fiskálním rokem, navýšení objednávek od svých klíčových zákazníků, dále pokračovat v rozšiřování výroby elektrokol, uvést na trh nové modely (sportovní horská kola) apod. Přičemž úspor provozních nákladů lze pak dosáhnout kupříkladu zvolením levnějšího dodavatele materiálu, energie a dalších služeb, prodejem zastaralé techniky a zařízení a nahrazení modernějšími technologiemi, kdy jsou někdy tyto vysoké investice nutné pro zajištění budoucího růstu. Vzhledem k využití modernějších technologií je potřeba také nalézt více zaměstnanců do výroby, neboť nově nainstalovaná linka od počátku prosince 2015 nemá nyní dostatek zaměstnanců pro její spuštění a je tak nevyužita.

Na základě skutečnosti, že náklady na vlastní kapitál jsou stanoveny dle stavebnicové metody prostřednictvím bezrizikové sazby a rizikových přirážek, je jednou z možností jak snížit náklady na vlastní kapitál právě snížení hodnoty těchto rizikových přirážek.

V souvislosti s hodnocením a řízením budoucí hodnoty ukazatele EVA by měla tedy společnost BIKE FUN Interantional s. r. o. usilovat a mít za hlavní cíl zejména rostoucí trend ukazatele EVA, přechod střední hodnoty ukazatele EVA do kladných čísel, růst ziskovosti, a rovněž snížení nákladovosti výroby.

5 Závěr

Cílem této diplomové práce bylo zhodnocení a predikce finanční výkonnosti společnosti BIKE FUN International s. r. o. pomocí ekonomické přidané hodnoty na základě reálných dat za období 2011 – 2015. Odhad vývoje finanční výkonnosti podniku byl proveden pro dvanáct bezprostředně následujících měsíců prostřednictvím simulační metody Monte Carlo.

Diplomová práce byla rozdělena do pěti kapitol včetně úvodu a závěru. Teoretická část práce byla obsahem první a druhé kapitoly a praktickou část následně zahrnovala čtvrtá kapitola.

Ve druhé kapitole byla charakterizována ekonomická přidaná hodnota a přístupy jejího měření. Dále byly popsány způsoby stanovení nákladů kapitálu, Poslední část druhé kapitoly byla věnována problematice pyramidovému rozkladu ekonomické přidané hodnoty.

Třetí kapitola byla zaměřena na charakteristiku a popis metod predikce ukazatelů finanční výkonnosti, kde byly nejprve vysvětleny stochastické procesy. Poté byly popsány testy statistické významnosti. Součástí této kapitoly byl také popis základních statistických charakteristik a využití Choleskeho algoritmu, jež jsou potřebné k následné aplikaci simulační metody Monte Carlo.

Ve čtvrté kapitole byla provedena samotná predikce ukazatele ekonomické přidané hodnoty vybraného podniku pro následujících dvanáct měsíců hospodářského roku 2016. V úvodu této kapitoly byla blíže představena vybraná společnost BIKE FUN International s. r. o. včetně jejího předmětu činnosti. Dále byla věnována pozornost vstupním údajům, které byly nezbytné pro zpracování praktické části této práce a poté byl zhodnocen vývoj historické časové řady ukazatele EVA za období 2011 – 2015. Následně byly odhadnuty parametry Vašíčkova procesu pomocí metody nejmenších čtverců, které byly následně podkladem pro simulaci metodou Monte Carlo, jež byla realizována s využitím Choleskeho algoritmu. Dle definovaných simulačních rovnic dílčích finančních ukazatelů byl nakonec dopočten odhad vývoje ekonomické přidané hodnoty včetně zhodnocení výsledků vývoje predikované ekonomické přidané hodnoty a doporučení pro management společnosti.

Odhadovaná hodnota ukazatele EVA byla určena na bázi zúženého hodnotového rozpětí. Nejprve bylo nutné dopočítat dílčí finanční ukazatele tvořící rozklad ekonomické přidané hodnoty a stanovit výši nákladů vlastního kapitálu dle stavebnicové metody využívané Ministerstvem průmyslu a obchodu ČR. V rámci simulace náhodného vývoje jednotlivých finančních ukazatelů byl aplikován Vašíčkův proces. U ukazatele rentability tržeb a výnosu vlastního kapitálu byla aplikována aritmetická podoba Vašíčkova modelu, jelikož mohou nabývat kladných i záporných hodnot. Přičemž z důvodu nemožnosti negativních hodnot poměrových ukazatelů obratu aktiv, finanční páky a nákladů na vlastní kapitál byla využita geometrická podoba Vašíčkova modelu. Z takto odhadnutých hodnot byla vypočtena rezidua dílčích finančních ukazatelů, u nichž byla reflektována vzájemná závislost využitím korelační a kovarianční matice. Prostřednictvím kovarianční matice byla pak sestrojena Choleskeho matice. K zajištění dostatečné statistické věrohodnosti byla simulace provedena pro 5 000 scénářů a pro každou z řad těchto pokusů bylo generováno 5 náhodných čísel, neboť bylo odhadováno 5 dílčích finančních ukazatelů. Poté ze získaných odhadovaných hodnot byly stanoveny statistické charakteristiky a ekvidistantní intervaly s přiřazeným pravděpodobnostním výskytem hodnoty ukazatele ekonomické přidané hodnoty pro následující období.

Z provedené simulace bylo zjištěno, že s největší pravděpodobností výskytu se ve většině sledovaných období budou predikované měsíční hodnoty ukazatele EVA vyskytovat v intervalu, který je v jednotlivých měsících z větší části tvořen zápornými hodnotami. Výše střední hodnoty ukazatele se po celé predikované období pohybuje v záporných hodnotách. Nicméně, jak bylo patrné i z analýzy historické časové řady ukazatele EVA, kdy společnost vykazovala v některých měsících sledovaného období i kladnou hodnotu, je možné očekávat pro některé predikované měsíce také kladnou hodnotu. Nejvyšší odhadované hodnoty ukazatele by mělo být dosaženo ve 4. měsíci (říjen 2016), kdy predikovaná střední hodnota činí -7 170,40 tis. Kč. Naopak nejnižší hodnoty by mohlo být dosaženo ve 12. měsíci (červen 2016), kdy střední hodnota je ve výši -8 955,47 tis. Kč.

Vývoj směrodatné odchylky predikovaného ukazatele EVA vykazuje od 3. měsíce 2016 rostoucí trend. To je dáno zejména tím, že simulace na delší časový horizont je spojena s větším rizikem. Nejnižší hodnota predikované směrodatné odchylky ukazatele vyjadřující odchylku hodnot od střední hodnoty je dosažena v 3. měsíci (září 2016) ve výši 14 281,48 tis Kč. Naopak nejvyšší hodnota je pak zaznamenána ve 12. měsíci (červen 2016) a činí 17 202,23 tis. Kč.

Na základě těchto skutečností a souhrnného zhodnocení dosažených výsledků je tedy možné tvrdit, že společnost BIKE FUN International s. r. o. bude s největší pravděpodobností ve většině z následujících dvanácti měsíců dosahovat záporných hodnot ukazatele EVA a nebude tak vytvářet hodnotu pro své vlastníky. V souvislosti s hodnocením a řízením budoucí hodnoty ukazatele EVA by měla tedy společnost BIKE FUN Interantional s. r. o. usilovat a mít za hlavní cíl zejména rostoucí trend ukazatele EVA, přechod střední hodnoty ukazatele EVA do kladných čísel růst ziskovosti a také snížení nákladovosti výroby.

V této práci bylo rovněž ověřeno, že vybraný model je možné aplikovat pro odhadovaný vývoj ukazatele EVA a odvozovat tak střední hodnotu, směrodatnou odchylku a jiné statistické charakteristiky. V rámci predikce se vycházelo ze zjednodušeného předpokladu, a to normálního rozdělení ukazatelů. Nicméně určité omezení tohoto modelu spočívá v použití jednoduchého lineárního modelu pro statistický odhad jednotlivých finančních ukazatelů, kdy by bylo možné aplikovat v podstatě některý z vícerozměrných lineárních regresních modelů. Lineární model byl však vybrán pro svou jednoduchost a praktickou využitelnost. Je potřeba brát také na vědomí, že čistě historická data finančních ukazatelů nejsou také nejvhodnějším prostředkem pro odhad budoucího vývoje, neboť na podnik působí mnoho vnějších vlivů, které nelze ovlivnit Vypovídací schopnost při práci s tímto modelem by se pak i dala zlepšit zpracováním ještě většího počtu scénářů při simulaci či provedením sezónní dekompozice v případě sezónních výkyvů historické časové řady, které by tak přispěly k dosažení přesnějších výsledků.

Seznam použité literatury

Knižní publikace

[1] ARTL, J. a ARTLOVÁ, M. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6

[2] CYHELSKÝ, L., KAHOUNOVÁ, J. a HINDLS, R. *Elementární statistická analýza*. 2. dopl. vyd. Praha: Management Press, 2001. 319 s. ISBN 80-7261-003-1

[3] DLUHOŠOVÁ, Dana a kol. *Finanční řízení a rozhodování podniku.* 3. upr. vyd. Praha: Ekopress, 2010. 225 s. ISBN 978-80-86929-68-2.

[4] DLUHOŠOVÁ, Dana a kol. *Nové přístupy a finanční nástroje ve finančním rozhodování*. Ostrava: VŠB – Technická univerzita Ostrava, 2004. 640 s. ISBN 80-248-0669-X

[5] FABIAN, František a Zdeněk KLUBIER. *Metoda Monte Carlo a možnosti jejího uplatnění*. 1. vyd., Praha: Prospektrum, 1998. 148 s. ISBN 80-7175-058-1.

[6] HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2012. 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1.

[7] HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SEGER, J. a J. FISCHER. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. 415 s. ISBN 978-80-86946-43-6.

[8] HNILICA, Jiří a Jiří FOTR. *Aplikovaná analýza rizika ve finančním managementu a investičním rozhodování*. 2. aktualiz. a rozšíř. vyd. Praha: Grada Publishing, 2014. 299 s. ISBN 978-80-247-5104-7.

[9] HRADECKÝ, P., MADRYOVÁ, M. a M. TURČAN. *Pravděpodobnost*. 1. Vyd. Ostrava, 1998. 168 s. ISBN 80-7078-442-3.

[10] KORN, R., KORN, E: a G. KROISANDT. *Monte Carlo methods and models in finance and insurance*. Boca Raton: CRC Press, 2010. 470 s. ISBN 978-1-4200-7618-9.

[11] MAŘÍK, Miloš a Pavla MAŘÍKOVÁ. *Moderní metody hodnocení výkonnosti a oceňování podniku*. 2. Vyd. Praha: Ekopress, 2005. 164 s. ISBN 80-86119-61-0.

[12] NEUMAIEROVÁ, Inka a Ivan NEUMAIER. *Výkonnost a tržní hodnota firmy*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2002. 216 s. ISBN 80-247-0125-1.

[13] KNÁPKOVÁ, A., PAVELKOVÁ, D. a K. ŠTEKER. *Finanční analýza: komplexní průvodce s příklady*. 2. Rozš. vyd. Praha: Grada Publishing, 2013. 236 s. Prosperita firmy. ISBN 978-80-247-4456-8.

[14] PAVELKOVÁ, Drahomíra a Adriana KNÁPKOVÁ. *Výkonnost podniku z pohledu finančního manažera*. 2. vyd. Praha: LINDE, 2009. 333 s. ISBN 80-86131-63-7.

[15] TICHÝ, Tomáš. *Simulace Monte Carlo ve financích: aplikace při ocenění jednoduchých opcí*. 1. Vyd. Ostrava: VŠB-TU Ostrava, 2010. 197 s. ISBN 978-80-248-2352-2.

[16] TIRČAN, Matěj a kol. *Statistika*. 1. vyd. Ostrava: VŠB-TU Ostrava, 2002. 162 s. ISBN 80-248-0131-0.

[17] ZMEŠKAL, Zdeněk a kol. *Finanční modely: koncepty, metody, aplikace*. 3. přepr. a rozšíř. vyd. Praha: Ekopress, 2013. 267 s. ISBN 978-80-86929-91-0.

Elektronické zdroje

[18] BIKE FUN INTERNATIONAL. *Historie* [online]. BIKEFUNINT [cit. 2016-01-17]. Dostupné z:
http://bikefunint.com/cz/historie

[19] BIKE FUN INTERNATIONAL. *Kdo jsme* [online]. BIKEFUNINT [cit. 2016-01-17]. Dostupné z:
http://bikefunint.com/cz/kdo-jsme

[20] ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *CZSO*: *Klasifikace ekonomických činností (CZ - NACE)* [online]. CZSO [cit. 2016-01-17]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/klasifikace_ekonomickych_cinnosti_cz_nace

[21] MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU ČR. MPO: Analytické materiály a statistiky - *Finanční analýzy podnikové sféry průmyslu a stavebnictví 2011 - 2015* [online]. MPO [cit. 2016-01-17]. Dostupné z:
http://www.mpo.cz/cz/ministr-a-ministerstvo/analyticke-materialy/

[22] OFICIÁLNÍ SERVER SOUDNICTVÍ. *JUSTICE*: *Sbírka listin BIKE FUN International s. r. o.* [online]. JUSTICE [cit. 2016-01-17]. Dostupné z:
https://or.justice.cz/ias/ui/vypis-sl-firma?subjektId=225195

Ostatní zdroje

[23] Měsíční finanční výkazy společnosti BIKE FUN International s. r. o. za období let 2011 - 2015

Seznam zkratek

A	aktiva
a	parametr rychlosti přibližování k dlouhodobé rovnováze
α	hladina významnosti
$\hat{\alpha}$	regresní parametr
α^{krit}	hladina významnosti kritická
α^{vyp}	hladina významnosti vypočtená
APM	arbitrážní model oceňování
AVM	aritmetický Vašíčkův model
b	parametr dlouhodobé rovnováhy
BU	bankovní úvěry
$\hat{\beta}$	regresní parametr
C	celkový firemní kapitál
C	kovarianční matice
CAPM	model oceňování kapitálových aktiv
CFROI	cash flow z investic
CIR	Cox-Ingersoll-Rossův model
comp	company
CZ	čistý zisk ve stavebnicovém modelu
ČR	Česká Republika
D	úročený cizí kapitál
DBU	dlouhodobé bankovní úvěry
df	počet stupňů volnosti
DIV	dividenda
dt	časový interval
dx	přírůstek hodnoty proměnné
dz	Wienerův proces
E	vlastní kapitál
E( )	střední hodnota
$\vec{\varepsilon}$	vektor nezávislých proměnných z normovaného normálního rozdělení
EAT	čistý zisk po zdanění
EBIT	zisk před úroky a zdaněním
EBT	zisk před zdaněním

EBITDA	zisk před úhradou odpisů, úroků a daní
EPS	zisk na akcii
ESS	rozptyl vysvětlený regresí
EVA	ekonomická přidaná hodnota
ε	reziduální odchylka
FISH	distribuční funkce Fisherova rozdělení
F^{krit}	F-statistika kritická
F^{vyp}	F-statistika vypočtená
g	tempo růstu dividend
GVM	geometrický Vašíčkův model
H_0	nulová hypotéza
H_A	alternativní hypotéza
HL	Ho-Leeův model
HW	Hull-Whiteův model
KBU	krátkodobé bankovní úvěry
Kč	koruna česká
KZ	krátkodobé závazky
L3	běžná likvidita podniku
MNČ	metoda nejmenších čtverců
MPO	Ministerstvo průmyslu a obchodu
MVA	tržní přidaná hodnota
$N(0;1)$	normované normální rozdělení
NOPAT	čistý provozní zisk po zdanění
NPV	čistá současná hodnota
OA	oběžná aktiva
P	Choleskeho dekompoziční matice
Pr-st	pravděpodobnost
P^T	transformovaná horní trojúhelníková matice
R_D	náklady cizího kapitálu
R_E	náklady vlastního kapitálu
R_F	bezriziková sazba
$R_{FINSTAB}$	riziková přirážka za finanční stabilitu

R_{FINSTR}	riziková přirážka za finanční strukturu
R_{LA}	riziková přirážka za velikost podniku
ROA	rentabilita celkového kapitálu
ROCE	rentabilita dlouhodobých zdrojů
ROE	rentabilita vlastního kapitálu
R_{POD}	riziková přirážka za obchodní podnikatelské riziko
RSS	zbytkový reziduální rozptyl nevysvětlený regresí
s. r. o.	společnost s ručením omezeným
T	tržby
t	sazba daně
Tab.	tabulka
tis.	tisíc
t^{krit}	t-statistika kritická
TSR	tržní výnos akciového kapitálu
t^{vyp}	t-statistika vypočtená
UM	úroková míra
UZ	úplatné zdroje
USA	spojené státy americké
VK	vlastní kapitál
WACC	náklady na celkový kapitál
$WACC_U$	náklady na celkový kapitál nezadluženého podniku
X1	ukazatel stavebnicového modelu
XL1	ukazatel mezní hodnoty likvidity
XL2	ukazatel mezní hodnoty likvidity
$\tilde{\ }$	náhodná proměnná z normovaného normálního rozdělení
σ	směrodatná odchylka
ρ_{ij}	korelace
Δt	časový interval

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 22. dubna 2016

Šustalová

....

Bc. Adriana Šustalová

Seznam příloh